

Osake- ja korkovolatiliteetin rooli taantumia ennakoivina finanssi-indikaattoreina

Taloustiede

Pro Gradu -tutkielma

Maaliskuu 2013

Ohjaaja: Hannu Laurila

Lauri Nevasalmi

TIIVISTELMÄ

Tampereen yliopisto

Johtamiskorkeakoulu

NEVASALMI, LAURI: Osake- ja korkovolatiliteetin rooli taantumia ennakoivina finanssi-indikaattoreina

Pro gradu –tutkielma, 80 sivua, 3 liitesivua

Taloustiede

Maaliskuu 2013

Avainsanat: Taantumaennustaminen, korkoero, osaketuotot, volatiliteetti, probit-malli, otoksen ulkopuolinen ennustustarkastelu, finanssikriisi

Tässä tutkielmassa tarkastellaan rahoitusmarkkinoilta saatavan informaation käyttämistä tulevien taantumakuukausien ennustamiseen. Aiemmassa taantumaennustamiseen liittyvässä kirjallisuudessa on esitetty, että rahoitusmarkkinamuuttujista vain korkoerolla ja osaketuotoilla on todellista taantumien ennakointikykyä. Tässä tutkielmassa tarkastellaan probit-mallin avulla tulisiko osake- ja korkomarkkinoiden volatiliteettia kuvaavat muuttujat ottaa mukaan taantumia ennustavaan malliin perinteisten muuttujien rinnalle. Samalla tarkastellaan myös, kuinka volatiliteettimuuttujien rooli taantumaennustajana on kenties muuttunut rahoitusmarkkinoiden viime vuosikymmenten voimakkaan kasvun myötä. Empiirinen tutkimus toteutetaan Yhdysvaltojen, Saksan, Japanin, Ranskan ja Iso-Britannian vuosien 1988–2010 aineistoilla.

Tässä työssä käytetyn binäärisen probit-mallin avulla saadaan todennäköisyys sille, että talous ajautuu taantumaan halutun ennustepituuden kuluttua. Tulokset osoittavat, että rahoitusmarkkinoilta saatavan informaation avulla kyetään tilastollisesti merkitsevästi ennustamaan finanssikriisin aikaisia taantumakuukausia. Tilastollisesti merkitsevää taantumien ennakointikykyä esiintyy kaikissa muissa tarkastelun kohteena olevissa maissa paitsi Japanissa. Pääosin merkitsevää ennustuskkyä esiintyy alle vuoden päähän tehtävissä ennusteissa. Volatiliteettimuuttujien osalta todetaan, että lähestulkoon aina kun tilastollisesti merkitsevää taantumien ennakointikykyä on esiintynyt, ovat mallit hyödyntäneet myös markkinoiden volatiliteetti-informaatiota. Ainoastaan Saksassa myös pelkät korkoero- ja osaketuottomuuttujat sisältävä malli kykenee laajemmin tilastollisesti merkitsevään ennustetarkkuuteen.

Volatiliteettimuuttujien rooli taantumaennustajana on muuttunut melkoisesti viime vuosikymmeninä. Aiemmissa tutkimuksissa etenkin Saksan ja Japanin kohdalla vahvaa ennustuskkyä esittäneen korkovolatiliteetin rooli on kuihtunut lähes olemattomiin. Yhdysvalloissa sen sijaan on käynyt päinvastoin ja korkovolatiliteetti on kyennyt kompensoimaan tuottokäyrän 1980-luvulta alkanutta heikentyntä taantumien ennustuskkyä. Osakevolatiliteetti on nostanut viime vuosikymmeninä päätään ja monen maan kohdalla volatiliteettimuuttujien tuoma lisäarvo onkin juuri osakevolatiliteetin ansiota.

Sisältö

1	JOHDANTO	1
2	TAANTUMIA ENNUSTAVIEN MUUTTUJIEN TEORIA	5
2.1	Korkoero	5
2.1.1	Tuottokäyrän selitysteoriat	5
2.1.2	Korkoeron rooli laskusuhdanteiden ennakoijana	11
2.2	Osaketuotot	12
2.2.1	Tuotot ja laskentamenetelmät	12
2.2.2	Osaketuottojen ja reaalityalouden välinen yhteys	14
2.2.3	Aiemmat tutkimukset osakemarkkinoiden ennustusvoimasta	21
2.3	Volatiliteettimuuttujat	22
2.3.1	Volatiliteetin ja reaalityalouden välinen yhteys	22
2.3.2	Aiemmat tutkimukset volatiliteetin ennustusvoimasta	24
3	TAANTUMAENNUSTAMISEN EMPIIRINEN TARKASTELU	27
3.1	Tutkimusmenetelmät	27
3.1.1	Probit-mallin esittely	27
3.1.2	Mallin hyvyyden mittaaminen	29
3.2	Aineiston kuvailu	35
3.2.1	Aineiston esittely ja käytetyt muuttujat	35
3.2.2	Deskriptiivinen statiikka	40
3.3	Tutkimustulokset	48
3.3.1	Otoksen sisäiset estimointitulokset	48
3.3.2	Finanssikriisin ennustaminen otoksen ulkopuolisten ennustustarkasteluiden avulla	56
4	JOHTOPÄÄTÖKSET	68
	LÄHTEET	73
	LIITTEET	81
	Liite 1. Osakevolatiliteetin ja VIX-indeksin korrelaatiomatriisi	81
	Liite 2. Osaketuottojen aikasarjakuviot eri maittain	81

Liite 3. Iso-Britannian otoksen ulkopuoliset ennusteet QPS-tunnusluvulla tarkasteltuna.....	82
Liite 4. Osumatarkkuuden (hit rate) tarkat arvot	82
Liite 5. Fisherin eksaktin testin pohjalta lasketut p-arvot	82
Liite 6. Otoksen ulkopuoliset taantumaennusteet kuuden kuukauden päähän eri maittain.....	83

1 JOHDANTO

Yhteiskunnan kannalta talouden ajautuminen taantumaan tai jopa lamaan saakka on aina epäsuotuisaa ja aiheuttaa kivuliaan siirtymäprosessin takaisin taloudellisen kasvun uralle. Kyky ennakoida talouden tulevia laskusuhdanteita olisi monen taloudellisen toimijan kannalta erittäin tärkeä. Uuden asunnon hankintaa suunnitteleva kuluttaja, suurta investointipäätöstä puntaroiva yritys ja esimerkiksi talouspolitiikan linjauksia muodostava poliittinen päätöksentekijä voisivat kaikki hyötyä suuresti lähitulevaisuuden taloudelliseen aktiviteettiin liittyvästä informaatiosta. Tämän tutkielman tarkoituksena on selvittää, miten talouden taantumajaksojen ennakointikykyä voitaisiin parantaa.

Viime vuosikymmenten rahoitusmarkkinoiden vahvan kasvun myötä on herännyt kysymys siitä, kuinka hyvin rahoitusmarkkinoilta saatavilla olevalla informaatiolla voidaan ennustaa talouden käänteitä. Rahoitusmarkkinoiden informaation hyödyntämistä tukee se, että se on saatavissa reaaliaikaisena. Informaation hyvä saatavuus ja tässä tutkielmassa käytettävä melko yksinkertainen ennustamismenetelmä tarjoaisivat esimerkiksi edellä mainituille taloudellisille päätöksentekijöille nopean ja vaivattoman tavan tarkistaa, ovatko heidän näkemyksensä tulevasta taloudellisesta kehityksestä sopusoinnussa markkinatoimijoiden vastaavien kanssa.

Talouden käänteitä ennakoivat rahoitusmarkkinamuuttujat on tyypillisesti laskettu osake- ja korkomarkkinoilta saatavan informaation pohjalta. Pitkien korkojen esitetään usein muodostuvan odotettujen lyhyiden korkojen painotettuna keskiarvona, jonka mukaisesti erilaisen juoksuajan omaavien valtionlainojen väliset korkoerot sisältävät informaatiota tulevasta korkotasosta ja taloudellisesta kehityksestä. Yleensä korkoeromuuttuja lasketaan kymmenen vuoden ja kolmen kuukauden valtionlainojen välisenä tuottoerona, jolloin negatiivinen korkoero indikoi tulevasta laskusuhdanteesta.

Maan osakeindeksin pohjalta lasketut osaketuotot sisältävät myös paljon odotuksia tulevasta taloudellisesta aktiviteetista ja korkotasosta. Sijoittajat ennakoivat yrityksen tulevaa kehitystä ja korkotasoa yksittäisen osakkeen arvoa määrittäessään. Maan osakeindeksi kokoaa nämä yksittäisiin osakkeisiin liittyvät odotukset yhteen ja sisältää näin ollen odotuksia koko kansantalouden tulevasta kehityksestä ja korkotasosta. Korkoeron ja osaketuottojen lisäksi joskus

tarkastellaan myös esimerkiksi eri riskiluokkiin sijoittuvien lainojen välisiä korkoeroja sekä rahan määrää taloudessa mittaavia tunnuslukuja. Näiden tunnuslukujen laskemiseen tarvittava informaatio on kuitenkin hieman rajoittuneempaa joko julkaisuviiveestä tai heikommasta saatavuudesta johtuen.

Estrella ja Mishkin (1998) esittävät, että rahoitusmarkkinamuuttujista vain korkoerolla ja osaketuotoilla on todellista kykyä ennustaa tulevia taantumajaksoja. Heidän mukaansa binäärisissä probit-estimointimalleissa otoksen sisäisiä estimointituloksia voidaan aina parantaa lisäämällä malliin muita rahoitusmarkkinamuuttujia mukaan selittäjiksi, mutta todellista ennustustilannetta mallintavissa otoksen ulkopuolisissa ennustuksissa ne osoittautuvat hyödyttömiksi. Otoksen ulkopuolisissa ennustustarkasteluissa hyödynnetään vain ennusteen tekohetkellä todellisuudessa saatavilla olevaa informaatiota ja näin ollen saadaan todellisempi kuva rahoitusmarkkinamuuttujien taantumien ennustuskyvystä.

Tässä tutkielmassa tarkastellaan sisältääkö osake- ja korkomarkkinoiden volatiliteetti sellaista taantumien ennustuskkyä, että ne voidaan perustellusti lisätä selittäviksi muuttujiksi taantumia ennustavaan probit-malliin Estrellan ja Mishkinin käyttämien korkoeron ja osaketuottojen rinnalle. Aiemmin volatiliteettimuuttujia on hyödynnetty taantumaennustuksissa suhteellisen vähän. Yhdysvaltojen aineistolla aiempia tarkasteluja ovat Fornarin ja Melen (2009) sekä Senyuzin, Chauvetin ja Yoldaksen (2012) tekemät tutkimukset. Laajempaa maakohtaista tarkastelua ovat tehneet Annaert, De Ceuster ja Valckx (2001 ja 2002).

Annaertin, De Ceusterin ja Valckxin Yhdysvaltojen, Saksan ja Japanin aineistoilla tehdyt taantumaennustustarkastelut ulottuvat 1960-luvulta vuoteen 2000 saakka. Tässä tutkielmassa keskitytään volatiliteettimuuttujien rooliin viimeisen kolmen suuren taantumien osalta ja siihen, onko rooli kenties muuttunut pääomamarkkinoiden liberalisoinnin myötä. Fornarin ja Melen (2009) mukaan osakevolatiliteetin ennustuskky on voimistunut Yhdysvalloissa viimeisen 25 vuoden ajan. Yhdysvaltojen, Saksan ja Japanin lisäksi volatiliteettimuuttujien roolia tarkastellaan myös Ranskan ja Iso-Britannian aineistolla. Iso-Britannian kohdalla saatuja tuloksia voidaan verrata Andreoun, Osbornen ja Sensierin (2000) tekemien volatiliteettimuuttujien ja teollisuustuotannon välisten ristikorrelaatiotarkasteluiden pohjalta tehtyihin havaintoihin. Ranskan osalta sellaisia

aiempia tutkimuksia, jossa volatiliteettimuuttujia hyödynnettäisiin taantumaennustamiseen, ei tiedettävästi ole.

Volatiliteettimuuttujien ennustuskyvyn arvioinnissa suurimman painoarvon saavat todellista ennustustilannetta parhaiten kuvaavat otoksen ulkopuoliset ennustustarkastelut. Näiden tulosten arvioinnissa on hyödynnetty myös uusia tilastollisia menetelmiä. Aiemmistä tutkimuksista poiketen ei tyydytä vain vertailemaan oikeiden ennusteiden suhteellista osuutta otoksessa, vaan lisäksi testataan, mitkä mallit kykenevät tilastollisesti merkitsevästi ennustamaan tulevia taantumajaksoja. Tällöin eri mallien välinen vertailu helpottuu huomattavasti. Uusien tilastollisten menetelmien toimivuutta taantumien ennustustarkasteluihin tarkastellaan yleisemmin käytettyjen menetelmien ohessa.

Ennustustarkastelujen pohjalta voidaan todeta, että rahoitusmarkkinoilta saatavan informaation avulla kyetään muodostamaan varsin laadukkaita taantumaennusteita. Todellista ennustustilannetta mallintavissa otoksen ulkopuolisissa tarkasteluissa viime vuosina maailmantaloutta ravistellut finanssikriisi tulee selkeästi ennustettua rahoitusmarkkinoilta saatavan informaation avulla. Tilastollisesti merkitsevää taantumien ennustuskkyä esiintyy kaikissa muissa tarkastelun kohteena olevissa maissa paitsi Japanissa. Erityisesti Yhdysvalloissa ja Saksassa taantumasignaalit ovat hyvin selkeitä, eli taantumatodennäköisyydet pysyttelevät rauhallisina aikoina hyvin lähellä nollaa ja nousevat selvästi taantumaa lähestyttäessä.

Volatiliteettimuuttujat tuovat binäärisen probit-mallin avulla tarkasteltuna selkeää lisäarvoa Yhdysvaltojen, Saksan, Ranskan ja Iso-Britannian taantumaennusteisiin niin otoksen sisäisissä kuin ulkopuolisissakin tarkasteluissa. Pääosin volatiliteettimuuttujat tuovat parannusta melko lyhyillä ennustepituuksilla, mutta Ranskassa ja Yhdysvalloissa ne tuovat lisäarvoa myös pidemmän ajan päähän tehtäviin taantumaennusteisiin. Otoksen ulkopuolisissa ennustustarkasteluissa tilastollisesti merkitsevästi taantumia ennustavat mallit hyödyntävät aina myös markkinoiden volatiliteetti-informaatiota. Estrellan ja Mishkinin esittämä pelkät korkoero- ja osaketuottomuuttujat sisältävä malli osoittaa laajemmin tilastollisesti merkitsevää taantumien ennustuskkyä ainoastaan Saksassa. Volatiliteettimuuttujien osalta saadut tulokset poikkeavat melko voimakkaasti aiempien tutkimusten vastaavista.

Tutkielman ensimmäisessä osiossa tarkastellaan valittujen rahoitusmarkkinamuuttujien taantumien ennakkointikykyä sekä talousteorian että aiempien empiiristen tutkimusten pohjalta. Tämän jälkeen esitellään tarkemmin tutkimuksessa käytettävä probit-malli ja sen parametrien estimoinnissa hyödyntämä suurimman uskottavuuden estimointimenetelmä. Samalla tarkastellaan probit-mallin tuottamien sovitteiden vertailukriteerejä niin otoksen sisäisissä estimoinneissa kuin otoksen ulkopuolisissa ennustustarkasteluissa. Aineiston esittelyn ja kuvailun myötä siirrytään varsinaiseen tutkimusvaiheeseen, jossa tarkastellaan korkoeron, osaketuottojen ja osake- sekä korkovolatiliteetin ennustuskkyä otoksen sisäisten estimointitulosten ja otoksen ulkopuolisten ennustustarkasteluiden perusteella. Lopuksi tarkastellaan, kuinka saadut tutkimustulokset asettuvat suhteessa aiempiin tutkimuksiin.

2 TAANTUMIA ENNUSTAVIEN MUUTTUJIEN TEORIA

2.1 Korkoero

2.1.1 Tuottokäyrän selitysteoriat

Korkojen aikarakenne kuvaa eri maturiteetin korkosijoituksista saatavia tuottoja. Aikarakenteelle ja sitä havainnollistavalle tuottokäyrälle on esitetty useita erilaisia selitysteorioita, joista odotushypoteesi on selkeästi vanhin. Odotushypoteesi perustuu ajatukselle, että korkojen aikarakenne pitää sisällään markkinoiden odotuksia tulevasta korkotasosta. Odotushypoteesi juontaa juurensa aina vuoteen 1896, jolloin Irving Fisher julkaisi aiheesta ensimmäisen tieteellisen artikkelin. Muita merkittäviä artikkeleita tällä saralla ovat Fisher (1930), Hicks (1946) ja Shiller (1990).

Odotushypoteesin perusidea on helpoiten osoitettavissa esimerkin avulla. Oletetaan, että sijoittajan sijoitushorisontti on kaksi vuotta. Hänen on mahdollista sijoittaa rahat ensin yhden vuoden nollakuponkiseen velkakirjaan ja tämän jälkeen uudestaan vuodeksi eteenpäin. Tällöin hän saa korot r_1 ja $E(r_2)$. Vaihtoehtoisesti sijoittajan on kuitenkin mahdollista lukita suoraan kahden vuoden sijoitus nollakuponkivelkakirjaan (y). Näiden tietojen pohjalta voidaan muodostaa seuraavanlainen yhtälö:

$$(1 + y)^2 = (1 + r_1)(1 + E(r_2)) \quad (2.1)$$

Yhden ja kahden vuoden korkojen ollessa havaittavissa suoraan markkinoilta, voidaan kaavasta (2.1) ratkaista termiinikorko $f_{1,1}$, joka on tässä tapauksessa markkinoiden odottama vuoden päästä toteutuva yhden vuoden spot-korko. Odotusteorian mukaan tuleva termiinikorko muodostuu tismalleen markkinoiden odotusten mukaisesti. Tästä syystä voidaan yhtälössä (2.1) vaihtaa odotetun koron tilalle termiinikorko $f_{1,1}$ ja ratkaista yhtälö tämän suhteen:

$$f_{1,1} = [(1 + y)^2 / (1 + r_1)] - 1. \quad (2.2)$$

Samaa menetelmää käyttäen voidaan ratkaista myös pidempien aikojen kuluttua toteutuvat odotetut termiinikorot.

Muodostamalla yhtälöstä (2.1) yleistetty versio ja ratkaisemalla se $y:n$ suhteen huomataan, että spot-korko on geometrinen keskiarvo markkinoiden odottamista tulevista lyhyistä koroista:

$$\begin{aligned}(1 + y)^n &= [(1 + r_1) + (1 + E(r_2)) + \dots + (1 + E(r_n))] \\ \Rightarrow y &= [(1 + r_1)(1 + E(r_2)) \dots (1 + E(r_n))]^{\frac{1}{n}} - 1.\end{aligned}\tag{2.3}$$

Tämän avulla voidaan selittää tuottokäyrän eri muodot. Koska pitkät korot muodostuvat odotettujen lyhyiden korkojen keskiarvosta, indikoi nouseva tuottokäyrä siitä, että sijoittajat odottavat tulevien korkojen nousevan. Vastaavasti laskeva tuottokäyrä kertoo sijoittajien odottavan korkojen laskevan tulevaisuudessa. Tämä myös selittää, miksi lyhyet ja pitkät korot liikkuvat samansuuntaisesti. (Mishkin 1990, 1-2.)

Odotushypoteesi nojautuu kahden perusolettamuksen varaan: eri maturiteettien sijoitukset ovat täydellisiä substituuotteja keskenään, ja sijoittajat ovat käytökseltään riskineutraaleja. Näin ollen sijoittajalle ei ole merkitystä kuinka pitkäksi ajanjaksoksi hän sijoittaa. Tästä syystä myös eri maturiteettien tuottojen tulee olla ainakin lähes yhtä suuria, muuten sijoittajat eivät ostaisi huonomman tuoton omaavia arvopapereita (Jarrow 1996, 52).

Odotushypoteesin avulla ei kuitenkaan kyetä selittämään, miksi tuottokäyrä on empiriassa suurimman osan ajasta muodoltaan nouseva. Päinvastoin, odotushypoteesin perusolettusten ollessa voimassa tuottokäyrän pitäisi olla suurimman osan ajasta täysin tasainen. Tämä johtuu siitä, että eri maturiteettien sijoitukset ovat täydellisiä substituuotteja keskenään, ja kaikki sijoittajat riskineutraaleja. (Mishkin 2004, 132.) Tätä epäkohtaa on pyritty selittämään lisäämällä malliin erilaisia riskipreemioita, jotka ovat seurausta pidemmästä sijoitushorisontista ja sen mukanaan tuomasta lisäriskistä tai sijoittajien erilaisista preferensseistä.

Suurin osa korkojen aikarakenteeseen liittyvistä tutkimuksista keskittyy juuri odotushypoteesin testaamiseen. Tämä johtuu siitä, että kaikki muut aikarakenteen selitysteoriat rakentuvat hyvin vahvasti odotushypoteesin pohjalle. Yleensä tutkitaan tuottavatko pitkät lainat ylituottoja suhteessa lyhyisiin ja onko näiden ylituottojen poikkeama keskiarvosta ennustettavissa. Tutkittaessa poikkeamaa keskiarvosta tarkastellaan erikseen lyhyiden ja pitkien korkojen reagointia korkoeroon. Lukuisat tutkimukset osoittavat, että korot eivät käyttäydy

odotushypoteesin osoittamalla tavalla. Joskus empiirinen todellisuus ilmenee jopa päinvastaisena käyttäytymisenä kuin teoria antaisi olettaa.

Lyhyiden korkojen käyttäytymisen on havaittu tukevan paremmin teoriaa. Kun korkoero lyhyiden ja pitkien valtionvelkakirjojen välillä on ollut suuri, niin lyhyet korot ovat pääasiallisesti pyrkineet nousemaan muutaman kuukauden ja useamman vuoden mittaisilla tarkastelujaksoilla. Sen sijaan noin vuoden mittaisella ajanjaksolla ei ole havaittavissa ennustusvoimaa (Campbell 1995, 140). Pitkät korot ovat vastaavassa tilanteessa osoittaneet teorian vastaista käyttäytymistä. Sen sijaan, että ne olisivat nousseet niin kuin teoria antaa olettaa, ovat ne jopa laskeneet. (Mankiw 1986, 63; Campbell 1995, 138).

Odotushypoteesia on vuosien saatossa tutkittu paljon ja lähes joka kerta on päädytty siihen lopputulokseen, ettei se vastaa empiiristä todellisuutta. USA:n datalla tarkasteltuna odotushypoteesi osoittaa hyvää ennustusvoimaa vain vuosina 1890–1914 eli ajanjaksolla ennen USA:n keskuspankin perustamista (1914). Tämän jälkeen korkojen katsotaan noudattavan likimain random walkia. (Mankiw, Shiller ja Goldfeld 1986, 211.) Aikaisimmat kriittiset tutkimukset teoriaa vastaan on julkaistu jo 1900-luvun alkupuolella. Tästä huolimatta sitä pidetään hyvänä lähtökohtana kuvaamaan lyhyiden ja pitkien maturiteettien tuottojen välistä suhdetta.

Harvemmin kuitenkaan keskitytään tarkemmin analysoimaan mistä nämä odotushypoteesin heikot empiiriset tutkimustulokset voisivat mahdollisesti johtua. Viime vuosikymmeninä voimakkaasti yleistyneet ja perinteisen talousteorian haastajiksi nousseet behavioral finance -tutkimukset ja -näkökulmat tarjoavat varteenotettavia vastauksia ja näkemyksiä esimerkiksi siihen, miksi odotushypoteesi ei välttämättä toimi empiriassa.

De Bondt ja Bange (1992) havaitsivat, etteivät nimelliskorot reagoi muutoksiin odotetussa inflaatiossa aivan Fisherin yhtälön mukaisesti. Tästä syystä he ryhtyivät tutkimaan, kuinka odotushypoteesin ja todellisen havaitun datan väliset ennustevirheet voisivat mahdollisesti selittyä ihmisten harhaisilla inflaatio-odotuksilla. He vertaavat tutkimuksessaan, kuinka ekonomistien kyselyissä ilmoittamat inflaatio-odotukset poikkeavat havaitusta inflaatiosta. He havaitsevat, että inflaatioennustuksilla on taipumus olla liian korkeita inflaation laskiessa ja puolestaan liian alhaisia sellaisena aikana, jota on edeltänyt muutama laskevan inflaation periodi.

He havaitsivat tämän lisäksi, että empiirinen markkinadata käyttäytyy täysin päinvastoin kuin odotushypoteesi antaa olettaa. Ottamalla huomioon nämä kaksi edellä mainittua seikkaa De Bondt ja Bange havaitsivat, että tulevat korkotasot ovat ennustettavissa, ja näin ollen mahdollisia arbitraasistrategioita olisi olemassa. Tämä viittaisi siis siihen, että odotushypoteesin epäonnistumiseen liittyisi behavioral finance -kirjallisuudessa paljon tutkittu ilmiö nimeltä rahailluusio, jonka mukaan ihmisillä menevät helposti reaali- ja nimellisarvot sekaisin.

Likviditeettipreemiohypoteesissa (Hicks 1946) löysennetään odotusteorian kahta perusolettamusta. Eri maturiteettien sijoitusten uskotaan yhä olevan substituutteja keskenään, muttei täydellisiä substituutteja. Tämä pohjautuu ajatukselle, että suurin osa sijoittajista haluaa sijoittaa lyhyen maturiteetin korkopapereihin, mikä lisää niiden likviditeettiä ja vastaavasti heikentää pitkän maturiteetin korkopapereiden kysyntää.

Toinen tärkeä muutos odotusteoriaan nähden on, että likviditeettipreemioteoriassa huomioidaan eri maturiteettien sijoitusten erilainen riskipitoisuus eli otetaan huomioon hinta- ja uudelleensijoitusriski. Odotusteoriaan sisältyvä riskineutraalisuusoletus ei huomioinut lainkaan sitä, että tulevaisuuden ennustuksiin sisältyy aina huomattavaa epävarmuutta. Tarkimmatkin arviot tulevasta korkotasosta ovat kuitenkin vain ennustuksia eikä niitä voida pitää varmoina. Mitä pidemmän maturiteetin korkopapereita sijoittajalla on hallussaan, sitä suuremmalle riskille hän altistuu, jos odotukset eivät vastaakaan todellisuutta. Tästä syystä sijoittajat ovat halukkaita pitämään pidemmän maturiteetin korkosijoituksia vain, jos niiden tuotto ylittää lyhyen maturiteetin vastaavan eli heidän altistumistaan riskille ja heikommalle likviditeetille kompensoidaan jollain tavalla. (Mishkin 2004, 133–135; Brealey 2009, 71–72.)

Lisätään nyt edellä käytettyyn yhtälöön (2.3) termi lp kuvaamaan likviditeettipreemiota. Saadaan lyhyiden ja pitkien korkojen välille seuraavanlainen yhtälö:

$$y = [(1 + r_1)(1 + E(r_2)) \dots (1 + E(r_n))]^{\frac{1}{n}} - 1 + lp. \quad (2.4)$$

Sijoittajien pidemmille sijoituksille vaatiman likviditeettipreemion avulla voimme selittää sen empiirisesti havaitun tosiasian, miksi tuottokäyrä on suurimman osan ajasta muodoltaan nouseva. Toisin kuin odotusteoriassa, loivasti nouseva tuottokäyrä ei kuitenkaan aina tarkoita, että

sijoittajat odottavat lyhyiden korkojen nousevan tulevaisuudessa, vaan se saattaa olla seurausta myös sijoittajien vaatimasta riskilisästä. Jyrkästi nouseva tuottokäyrä implikoi kuitenkin aina siitä, että sijoittajat odottavat myös korkojen nousevan. (Mishkin 2004, 135.)

Likviditeettipreemioteorian alkutaipaleelta saakka on esitetty, että sijoittajien vaatima likviditeettipreemio olisi positiivinen. Tämä johtuu siitä, että kaikki rahaa vähemmän likvidit rahoitusvälineet altistuvat koronmuutoksille ja siksi vaativat preemion yli riskittömän vaihtoehdon. (Lutz 1940, 62.) Mishkin (2004, 133–134) esittää, että likviditeettipreemion on aina oltava positiivinen. Tällöin likviditeettipreemio ei kuitenkaan yksinään kykene selittämään kyttyräisen tai käänteisen tuottokäyrän olemassaoloa (Martellini 2003, 84). Bodie, Kane ja Marcus (2009, 499) sen sijaan esittävät, että likviditeettipreemio voisikin ajoittain kääntyä negatiiviseksi, jos sijoittajat ryhtyvät jostain syystä suosimaan pitkän maturiteetin lainoja. Yleinen oletamus kuitenkin on, että likviditeettipreemio on positiivinen.

Longstaff (2002) tutki likviditeettipreemion ilmenemistä USA:n joukkovelkakirjamarkkinoilla. Tutkimuksessaan hän vertaili USA:n valtion ja valtion takaaman Refcorp-laitoksen liikkeelle laskemien lainojen välisiä tuottoeroja. Koska Refcorpin velkakirjat ovat valtion takaamia, on molempien lainojen luottoriski samansuuruinen. Perinteisen arvopapereiden hinnoitteluteorian mukaan, jos luottoriski ja kassavirrat ovat yhtäläiset, tulisi myös hintojen olla yhtäläiset. Näin ei kuitenkaan ole tässä tapauksessa ollut, vaan likvidimpien valtionlainojen ja vastaavien Refcorpin liikkeelle laskemien lainojen välillä on ollut havaittavissa huomattava arvostusero. Ajoittain tämä likviditeettipreemion tuoma ero on ollut jopa 10–15 prosenttia. Sama ilmiö oli havaittavissa osittain myös Venäjän hedge fund -kriisissä vuonna 1998. Longstaff ei vakuutu myöskään siitä, että ero voisi johtua esimerkiksi kysytyn ja tarjotun hinnan välisestä erosta, verotuksellisista eroista tai eroavista repokoroista. (Longstaff 2002, 11–14.) Tämä ei täysin selitä aikarakenteellisen likviditeettipreemion olemassaoloa, mutta todistaa, että sijoittajat suosivat likvidimpiä sijoituksia.

Segmentoitujen markkinoiden teoriassa (Culbertson 1957) luovutaan eri maturiteetin omaavien bondien substituutioetuksesta kokonaan. Sen sijaan eripituisten bondien markkinat oletetaan täysin segmentoituneiksi eli toisistaan täysin riippumattomiksi. Teoriassa keskitytään tarkastelemaan eri maturiteettien kysynnällisiä ja tarjonnallisia eroja. Tietyn maturiteetin bondin kysynnän kasvaessa sen hinta nousee, mikä puolestaan laskee sen tuottoa. Vastaavasti kysynnän

heikentyessä hinta laskee ja tuotto nousee. Oletetaan, että sijoittajilla on erilaisia mieltymyksiä sijoitushorisontin pituuden suhteen, ja he ovat valmiita sijoittamaan vain tämän mieltymyksen mukaisen maturiteetin lainoihin. (Choudhry 2005, 85; Mishkin 2004, 132–133.)

Segmentoitujen markkinoiden teorian suurin eroavaisuus jäljempänä esitettävään preferoitujen tapojen teoriaan on siinä, että segmentoitujen markkinoiden teoriassa oletetaan sekä lainojen kysyntä- että tarjontapuolen toimivan omien preferenssiensä mukaisten maturiteettien lainojen parissa. Syynä tähän voivat olla lakiin, käytäntöön tai vaikka sijoitusperiaatteisiin perustuvat seikat. Esimerkiksi suurilla institutionaalisilla sijoittajilla täytyy olla tietty määrä likvidejä varoja. Eläkevakuutusyhtiöt puolestaan sijoittavat usein pitkän maturiteetin lainoihin pitkistä velvoitteistaan johtuen. (Dennis 2005, 452.) Jo ikääntyneemmän sijoittajan sijoitushorisontti saattaa puolestaan olla huomattavasti pidempi kuin esimerkiksi omistusasunnon hankintaa suunnittelevan nuoren, mistä syystä mieltymykset sijoitushorisontin suhteen saattavat vaihdella.

Tyypillisesti sijoittajat ovat mieltyneempiä sijoittamaan lyhyen maturiteetin korkopapereihin, joten niiden kysyntä on huomattavasti suurempaa kuin pitkän maturiteetin bondien. Suurempi kysyntä saa aikaan hintojen nousun ja alentaa sijoituksesta saatavaa tuottoa. Tämä selittää tuottokäyrän nousevan muodon. Teoria ei kuitenkaan kykene selittämään miksi maturiteetiltaan erilaiset korot liikkuvat yleensä samansuuntaisesti. (Mishkin 2004, 133.)

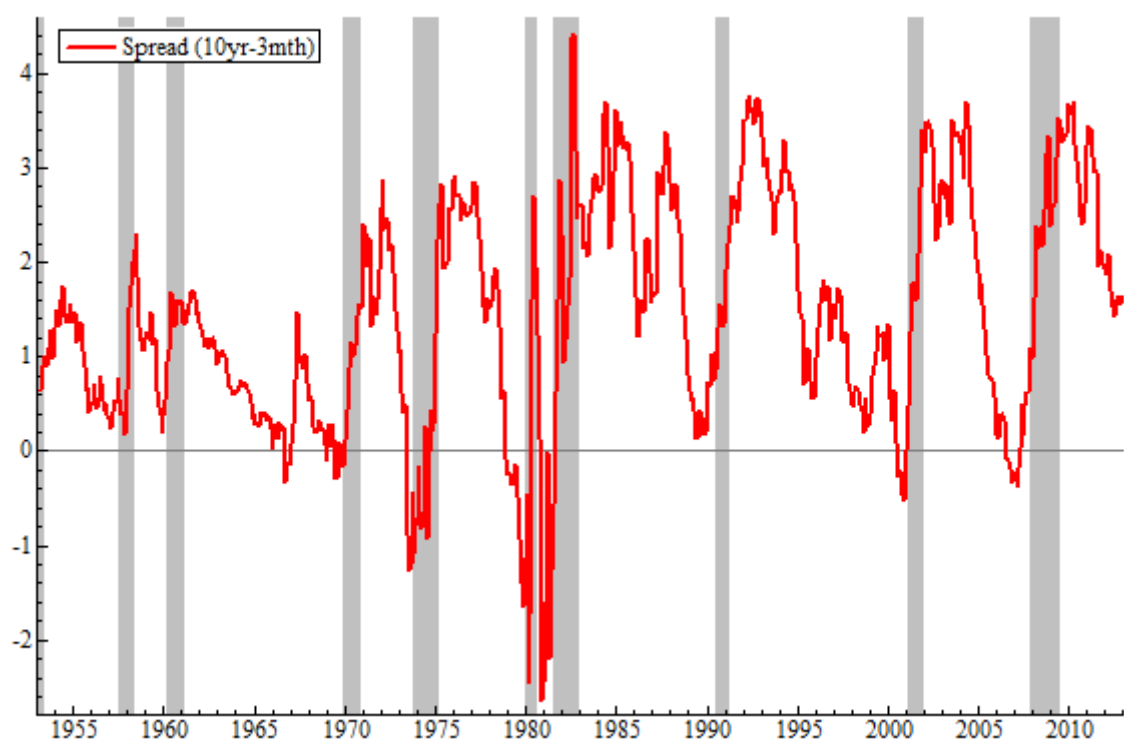
Preferoitujen tapojen teoria on likviditeetti-preemioteorian lähisukulainen ja sen esitti alun perin Modigliani ja Sutch vuonna 1966. Teoriassa on myös samoja piirteitä kuin markkinoiden segmentoitumisen teoriassa. Sijoittajat preferoivat tietyn maturiteetin omaavia lainoja ja ovat halukkaita siirtymään toisen pituisiin lainoihin vain, jos ne tarjoavat houkuttimena tarpeeksi suuren tuoton. Sijoittajat yleensä preferoivat pienemmän riskin omaavia lyhyen maturiteetin lainoja, mistä syystä tuottokäyrä on suurimman osan ajasta nouseva. (Mishkin 2004, 134.)

Modiglianin ja Sutchin esittämät tulokset siitä, että aikarakenteellinen riskipremio voi olla niin positiivinen kuin negatiivinenkin, voidaan katsoa yleisesti hyväksytyksi (Shiller 1990, 32). Sijoittajat saattavat kuitenkin ryhtyä suosimaan myös minkä tahansa maturiteetin lainoja tältä väliltä, mikä lisää kyseisten lainojen kysyntää, nostaa hintoja ja pienentää tuottoja. Lainojen kysynnän heikentyessä tietyllä maturiteetilla käy tietysti päinvastoin; hinnat laskevat ja lainoista saatavat

tuotot lähtevät nousuun. Tämä selittää ajoittaiset kyttyräiset muodot tuottokäyrässä. (Choudhry 2005, 66–67.)

2.1.2 Korkoeron rooli laskusuhdanteiden ennakoijana

USA:n datalla tarkasteltuna tuottokäyrä osoittaa merkittävää kykyä ennustaa tulevia taloudellisia laskukausia, kuten kuviosta 1 voidaan havaita.



KUVIO 1. Korkoeron ja laskukausien välinen suhde USA:ssa.

Kuviosta 1 nähdään, kuinka jokaista harmaalla palkilla merkattua laskusuhdannetta vuodesta 1953, mukaan lukien vuoden 2007 finanssikriisi, edelsi lyhyiden ja pitkien korkojen välisen korkoeron selkeä kaventuminen. Monessa tapauksessa lyhyet korot ovat nousseet keskuspankin harjoittamien kontraktiivisten rahapoliittisten toimien myötä niin voimakkaasti suhteessa pitkiin korkoihin, että korkoero on kääntynyt negatiiviseksi ja tuottokäyrä samalla laskevaksi. Ainoa kerta kyseisellä ajanjaksolla, kun käänteinen tuottokäyrä ei ole johtanut taantumaan, on joulukuussa 1966.

Vielä pidemmällä ajanjaksolla tarkasteltuna on havaittavissa, että tuottokäyrä toimii silloinkin hyvin laskukausien ennustajana. Erityisesti tietyt ajanjaksot, jolloin keskuspankin inflaatiopolitiikka ei ole ollut järin uskottavaa, osoittavat merkkejä hyvästä ennustusvoimasta. (Bordo ja Haubrich 2004, 28.)

Korkoeron roolia lamakausien ennustajana tutkitaan yleensä myöhemmin esitettäviä binäärisiä probit- tai logit-malleja käyttäen. Mallin avulla saadaan todennäköisyys sille, että käänteisestä tuottokäyrästä seuraa taantuma tietyn viivepituuden kuluttua. Näissä tutkimuksissa korkoero ei ole ainoastaan osoittanut hyvää ennustusvoimaa, vaan se on kyennyt lyömään kaikki muut johtavat taloudelliset indikaattorit (Wheelock 2009, 432). Todellista ennustustilannetta kuvaavissa otoksen ulkopuolisissa ennustustarkasteluissa korkoero kykenee lyömään kaikki muut finanssi-indikaattorit, kun ennustepituus on yli kaksi kvartaalia (Estrella ja Mishkin 1998, 4). Korkoeron käyttö laskusuhdanteiden ennustamiseen tuottaa myös vakaampia tuloksia kuin mallit, jotka käyttävät korkoeroa dynaamisten mittareiden, kuten BKT:n kasvun, ennustamiseen (Estrella, Rodrigues ja Schich 2003, 629).

Tuottokäyrän kyky ennustaa tulevia laskusuhdanteita vaihtelee kuitenkin huomattavasti ajassa ja eri maittain. Jo pelkästään Euroopan sisällä saadaan hyvin vaihtelevia tuloksia. Vuodesta 1970 aina finanssikriisin loppupuolelle ulottuvalla aineistolla tuottokäyrä osoittaa hyvää ennustusvoimaa esimerkiksi Saksassa ja Kanadassa, joissa otoksen sisäisten estimointitulosten selitysasteet ovat noin 30 prosentin luokkaa niin kuuden kuin kahdentoista kuukaudenkin ennustuspituuksilla. Heikompi, noin 10 prosentin selitysasteelle yltäviä, tuloksia saadaan Ranskassa, Italiassa, Ruotsissa ja Iso-Britanniassa. Japanin aineistolla korkoero ei kykene lainkaan tilastollisesti merkitsevästi selittämään laskusuhdanteita kyseisellä ajanjaksolla. (Chinn ja Kucko 2010, 36.)

2.2 Osaketuotot

2.2.1 Tuotot ja laskentamenetelmät

Yksittäisen osakkeen arvo määräytyy yrityksen tulevaisuudessa saatavien kassavirtojen perusteella. Sijoittajan näkökulmasta nämä kassavirrat muodostuvat saatavista osingoista ja

osakkeen myyntihinnasta. Koska rahavirrat saadaan vasta tulevaisuudessa, on ne saatettava vertailukelpoisiksi diskonttaamalla nykyhetkeen. Tämä tapahtuu seuraavasti:

$$P_0 = \sum_{t=1}^H \frac{E(D_t)}{(1+r)^t} + \frac{E(P_h)}{(1+r)^h}. \quad (2.5)$$

Yhtälössä (2.5) käytettävä diskonttokorko (r) määräytyy yrityksen riskisyyden mukaan. Diskonttokorko voidaan määrittää suhteessa markkinoiden riskisyyteen esimerkiksi Capital Asset Pricing -mallin avulla. Tätä kautta osakkeiden hintoihin sisältyy myös sijoittajien odotuksia tulevasta korkotasosta, sillä yleisellä korkotasolla on vaikutusta CAP-mallista saatavaan diskonttokorkoon. Yhtälöstä (2.5) tulee myös huomata, että sijoitushorisontin pituuden kasvaessa tulevaisuudessa saatavan myyntihinnan rooli pienenee jatkuvasti.

Yksittäisen osakkeen tasolta näkemys on laajennettavissa myös kokonaisen osakemarkkinan tasolle. Erilaiset osakeindeksit kuvaavat yksittäisen osakemarkkinan kehitystä kokonaisuudessaan. Osakeindeksiin liittyy suuri määrä odotuksia siihen kuuluvien yritysten tulevasta kehityksestä ja osingonmaksukyvystä eli tulevasta taloudellisesta aktiviteetista ja korkotasosta. Osakeindeksin laskennassa voidaan painottaa siihen kuuluvien osakkeiden hintoja, markkina-arvoja tai näiden jonkinlaista yhdistelmää. Hintapainotetun osakeindeksin, kuten Dow Jones Industrial Averagen, laskennassa kaikki yritykset saavat markkinahintansa mukaisen painon, jolloin kalliimpiarvoisten osakkeiden hintamuutoksilla on suurempi vaikutus indeksin kehitykseen. Sen sijaan markkina-arvoa painottavan indeksin laskennassa yritykset huomioidaan niiden markkina-arvojen perusteella. Esimerkiksi S&P 500-indeksin päivämuutos saadaan vähentämällä siihen kuuluvien viidensadan yrityksen nykyisestä markkina-arvosta edellisen päivän yhteenlaskettu markkina-arvo.

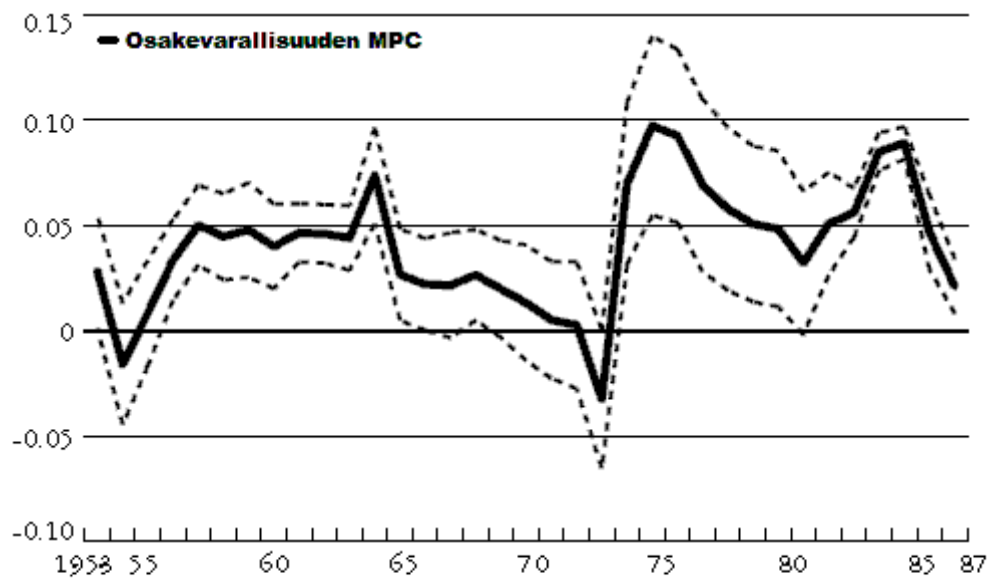
Nykyisin indeksien laskennassa on yleistynyt markkina-arvomenetelmästä hieman kehittyneempi menetelmä, jossa kunkin indeksiin kuuluvan yrityksen markkina-arvoon huomioidaan vain vapaassa kaupankäynnissä olevat osakkeet, eikä esimerkiksi yrityksen perustajien tai maan hallituksen omistamia osakkeita. Laskentatapojen ero korostuu etenkin maissa, joissa kyseisten tahojen omistusosuus on yhä suuri, kuten Japanissa tai Euroopan maissa (Bodie, Kane ja Marcus 2009, 42).

2.2.2 Osaketuottojen ja reaalitalouden välinen yhteys

Varallisuuden ja kulutuksen kasvun yhteys on erittäin mielenkiintoinen, mutta myös hyvin hankala tutkimuskohde. Viime vuosikymmenten finanssimarkkinoiden kasvun ja etenkin kotitalouksien kasvaneiden sijoitusomistusten myötä kysymys on noussut useiden tutkijoiden asialistalle. Duffee (2005) on perehtynyt tähän osakemarkkinoiden ja kulutuksen väliseen yhteyteen tarkemmin. Hänen teoriansa pohjautuu niin sanottuun koostumisefektiin (compositon effect), jonka mukaan ihmisten varallisuus jakautuu osakevarallisuuteen ja ei-osakevarallisuuteen. Mitä suurempi osuus ihmisten varallisuudesta koostuu osakkeista, sitä suurempi on osakevarallisuuden ja kulutuksen välinen suhde ja näin ollen kulutus on alttiimpaa osakemarkkinaheilahteluille. Tällöin sekä korrelaatio että kovarianssi osakemarkkinoiden ja kulutuksen välillä on suurta. Empiirinen data tukee tätä teoriaa Yhdysvaltojen vuosien 1959–2001 aineistolla. (Duffee 2005, 1674.)

Eräissä tutkimuksissa on arvioitu edellä kuvattua tarkemmin varallisuuden kasvun vaikutusta kulutukseen. On pyritty tutkimaan osakevarallisuuden rajakulutusalttiutta eli kuinka paljon ihmisten kulutuskysyntä kasvaa varallisuuden kasvaessa yhden yksikön. Dynan ja Maki (2001) arvioivat, että varallisuuden kasvaessa yhdellä dollarilla kulutus kasvaa noin 5-15 senttiä. He kuitenkin korostavat, että todennäköisimmin rajakulutusalttiutus sijaitsee vaihteluvälin alkupäässä. Ludvigson ja Steindel (1999) sen sijaan päätyvät huomattavasti tarkempaan arvioon ja esittävät, että varallisuuden kasvaessa yhdellä dollarilla kulutus kasvaa noin 3-4 senttiä. Saman suuruusluokan tuloksiin päätyvät myös esimerkiksi Brayton ja Tinsley (1996).

Ludvigsonin ja Steindelin mukaan osakevarallisuuden rajakulutusalttiuden tarkka arviointi on kuitenkin hankalaa, sillä sen on havaittu vaihtelevan huomattavasti ajassa, kuten kuviosta 2 voidaan nähdä. Kuviossa 2 on esitetty Yhdysvaltojen aineiston pohjalta estimoidut osakevarallisuuden rajakulutusalttiudet. Katkoviivat kuvaavat yhden keskihajonnan pohjalta muodostetun virhemarginaalin ylä- ja alarajoja.



KUVIO 2. Estimoidut osakevarallisuuden rajakulutusalttiudet (Ludvigson ja Steindel 1999, 34).

Ihmisten käyttäytymistä mallintavalle parametrille, kuten rajakulutusalttiudelle, tällaisen kuvion 2 mukaisen vaihtelun voidaan katsoa kuitenkin olevan melko tavallista (Poterba 2000, 105–107).

Tutkimuksissa saadut osakevarallisuuden vaikutukset kulutuskysyntään tuntuvat helposti hyvin mitättömiltä. Osakemarkkinoiden todellinen vaikutus kulutukseen on paremmin hahmotettavissa, kun otetaan huomioon viime vuosikymmenten voimakas kotitalouksien osakevarallisuuden kasvu. Tällainen absoluuttinen luku ilmaisee selkeämmin, minkä kokoluokan vaikutus kulutukseen osakemarkkinoilla voi mahdollisesti olla. Esimerkiksi Yhdysvalloissa osakkeiden reaalityotto koko 90-luvulla oli jopa 252 prosenttia. Taulukossa 1 on tarkasteltu, kuinka tämä 90-luvun huomattava osaketuotto mahdollisesti vaikuttaa vuoden 2000 kulutuskysyntään erilaisten rajakulutusalttiusoletusten vallitessa.

TAULUKKO 1. Osakemarkkinan vaikutus kulutukseen eri rajakulutusalttiuksilla (Poterba 2000, 108).

<i>Jos osakevarallisuuden rajakulutusalttius on suuruudeltaan:</i>	<i>Tämän seurauksena vuoden 2000 kulutuskysyntä olisi osakemarkkina-kehityksen seurauksesta näin paljon suurempi:</i>		
	<i>Joulukuu 1989- Joulukuu 1990:</i>	<i>Joulukuu 1995- Joulukuu 1999:</i>	<i>Joulukuu 1997- Joulukuu 1999:</i>
.01	96.5 (1.5%)	66.0 (1.0%)	37.4 (0.6%)
.03	289.5 (4.5%)	196.0 (3.0%)	112.3 (1.7%)
.05	482.4 (7.4%)	330.1 (5.1%)	187.1 (2.9%)

Jos kuluttajat käyttäisivät esimerkiksi vain yhden sentin jokaisesta 90-luvulla kertyneestä osaketuottodollarista, olisi kokonaiskulutus vuonna 2000 noin 96,5 miljardia dollaria suurempi kuin mitä se olisi ilman osakemarkkinoiden vaikutusta. Suluissa on ilmaistu, kuinka paljon kulutuskysyntä kasvaa prosenteissa. (Poterba 2000, 99–108.)

Analysoitaessa osakevarallisuuden vaikutuksia kulutuskysyntään on otettava huomioon, kuinka osakevarallisuus on jakautunut kotitalouksien kesken. Esimerkiksi Yhdysvalloissa 5 prosenttia kotitalouksista omistaa yli 80 prosenttia koko maan osakevarallisuudesta. Samanaikaisesti näiden viiteen prosenttiin kuuluvien kotitalouksien osuus kulutuskysynnästä on vain noin 12 prosenttia kokonaiskulutuksesta. Tästä syystä osakevarallisuuden vaikutus kulutuskysyntään on todennäköisesti hieman edellä kuvattua heikompaa. (Poterba 2000, 99–109.) Tosin esimerkiksi Starr-McCluerin (1998) tekemän kyselytutkimuksen mukaan juuri varakkaampien kotitalouksien kohdalla suora varallisuusvaikutus kulutukseen on kaikkein selvimmin havaittavissa.

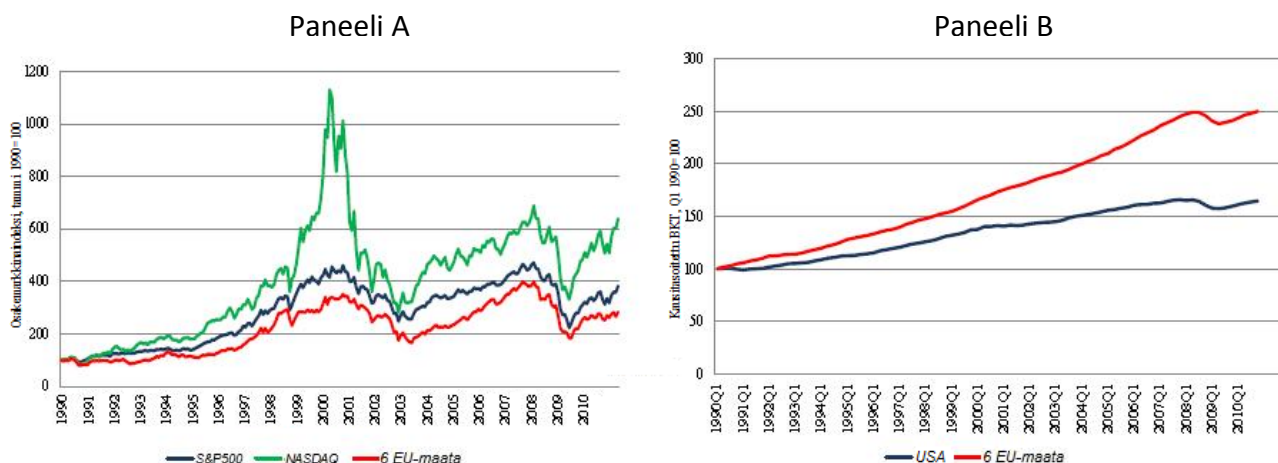
Kaikkialla omistus ei ole yhtä keskittynyttä kuin Yhdysvalloissa, mutta vaikuttavuudella voi olla myös maakohtaisia eroja esimerkiksi väestörakenteellisista eroista johtuen. Maissa, joissa suuri osa väestöstä on keski-ikäisiä kotitalouksia (45–64), on osakeomistus melko yleistä. Sen sijaan nuoret (18–45) ja vanhat kotitaloudet (65–>) eivät osallistu niin aktiivisesti osakemarkkinoille vähäisestä varallisuudestaan tai lyhyestä sijoitushorisontistaan johtuen (Goyal 2004, 115–118). Myös eläkejärjestelmällä, perinnöllä ja esimerkiksi sijoitusrahastojen suosiolla on perinteisesti

esitetty olevan vaikutuksia suoran varallisuusvaikutuksen suuruuteen (ks. esim. Starr-McCluer, 1998).

Edellä kuvattua yhteyttä osakemarkkinoiden ja ihmisten kulutuksen välillä kutsutaan siis suoraksi varallisuusvaikutukseksi. Epäsuoraa vaikutusta tarkasteltaessa on hyvä palauttaa mieleen yhtälö (2.5), jonka mukaan osakkeiden hintoihin sisältyy suuri määrä odotuksia tulevasta taloudellisesta aktiviteetista. Näin ollen markkinamuutosten vaikutus kanavoituu epäsuorasti joko ihmisten muuttaessa odotuksiaan yritysten ja koko kansantalouden tulevasta tilasta tai heidän muuttaessaan odotuksiaan tulevaisuudessa saatavasta varallisuudesta. Hinnat voivat indikoida yritysten yleisestä tuloksentekokyvyn heikkenemisestä, jonka myötä esimerkiksi kuluttajan työpaikka saattaa olla vaakalaudalla. Joissain tutkimuksissa epäsuorasta varallisuusvaikutuksesta käytetään myös nimitystä johtava indikaattori sen ennakointikyvyn mukaisesti.

Epäsuoran vaikutuksen teoria pohjautuu vahvasti siihen, että ihmisten oletukset tulevasta taloudellisesta aktiviteetista pitävät paikkansa. Ferrer, Salaber ja Zalewska (2012) tutkivat epäsuoraa vaikutusta ja ihmisten taloudellista ennakointikykyä vertailemalla kuluttajaluottamusindeksin ja osakemarkkinoiden välistä yhteyttä. He tarkastelevat tutkimuksessaan kykenevätkö yleisesti melko heikon taloustietämystason omaavat kuluttajat erottamaan sellaiset relevantit osakemarkkinaheilahtelut, jotka indikoivat yleisestä taloudellisen aktiviteetin heikkenemisestä. 2000-luvun alun IT-kuplan puhkeaminen ja sitä seurannut markkinaromahdus sekä vuoden 2007 finanssikriisi, tarjoavat oivat puitteet tämän kysymyksen tutkimiselle.

Kuvion 3 paneelistä B havaitaan, kuinka Yhdysvalloissa IT-kuplan puhkeaminen johti talouden lyhytkestoiseen supistumiseen vuonna 2001, kun taas valituissa kuudessa Euroopan maassa ei.



KUVIO 3. Osakemarkkinoiden ja BKT:n välinen yhteys Euroopassa ja USA:ssa (Ferrer, Salaber ja Zalewska 2010, 31).

Vuoden 2007 finanssikriisiä seurasi talouden kääntyminen laskuun molemmilla mantereilla, kuten kuvion 3 paneelista B voidaan nähdä. Paneelista A puolestaan havaitaan, kuinka osakemarkkinat laskivat myös Euroopassa 2000-luvun alussa, vaikka IT-kupla ei siellä johtanutkaan talouden taantumaa. Onko Euroopan maiden kuluttajaluottamuksessa kenties nähtävissä eroja näiden kahden osakemarkkinaromahduksen välillä?

Käyttämällä kahta eri vektoriautoregressiivistä mallia ja Kalman filter regressiota Ferrer, Salaber ja Zalewska (2012) havaitsivat, että osakemarkkinoiden ja kulutusluottamuksen välinen suhde (SM-CC) eroaa Euroopassa tilastollisesti merkitsevästi näiden kahden osakemarkkinaromahduksen välillä. Euroopassa SM-CC-suhdeluku pienenee IT-kuplan puhkeamista seuranneessa markkinaromahduksessa. Tämä selittyy sillä, että kuplan puhjettua osakemarkkina laski, mutta samanaikaisesti kulutusluottamus laski huomattavasti maltillisemmin. Sen sijaan Yhdysvalloissa näiden muuttujien välinen suhde pysyi samana molemmissa romahduksissa. Tulokset tukevat epäsuoran vaikutuksen olemassaoloa ja sitä, että kuluttajat kykenevät hyödyntämään osakemarkkinainformaatiota tulevaisuuden odotuksia muodostaessaan.

Epäsuora vaikutus koskettaa myös suoraa vaikutusta laajempaa joukkoa, sillä vaikutus ei ole rajattu ainoastaan osakevarallisuutta omistaviin. Tämä huomio korostuu etenkin useimmissa EU-maissa, joissa yksityisten ihmisten osakeomistus on huomattavasti pienempää kuin esimerkiksi Yhdysvalloissa (Grout 2009, 7-8).

Osakemarkkinoiden ja investointien välistä suhdetta pohti ensimmäisenä Tobin (1969). Kuuluisan Tobinin q :n mukaan yrityksen investointiaste riippuu yrityksen pääoman markkina-arvon ja pääoman uusimiskustannusten välisestä suhteesta yhtälön (2.6) mukaisesti. Hieman yksinkertaistettuna q -suhdeluku mittaa siis yrityksen yhteenlaskettua markkina-arvoa suhteessa yrityksen omistamaan fyysiseen pääomaan, eli:

$$q = \frac{\text{Yrityksen pääoman markkina – arvo}}{\text{Nykyisen fyysisen pääoman uusimiskustannukset}} \quad (2.6)$$

Tämän niin kutsutun q -teorian yhteys osakkeiden hintoihin syntyy siitä, että osoittajassa olevaan pääoman markkina-arvoon lasketaan yrityksen velan lisäksi mukaan myös osakkeiden markkina-arvo. Q -teorian tutkimisen haastavuus syntyy siitä, että suhdelukua muodostettaessa on useamman muuttujan kohdalla käytettävä jonkinlaista estimaattia. Esimerkiksi yrityksen velan markkina-arvo ei ole sellaisenaan mistään luettavissa, vaan se on pyrittävä arvioimaan. Sama pätee myös nimittäjässä oleviin pääoman uusimiskustannuksiin. Toisekseen, yritysten omistaman pääoman arvoon vaikuttavat myös erilaiset ei-fyysiset pääomaerät, kuten patentit. Patenttien ja esimerkiksi henkilöstön tietotaidon vaikutus yrityksen arvoon saattaa joillain sektoreilla olla hyvinkin merkittävä.

Q -teorian empiiriset tutkimustulokset noudattavat hyvin usein samaa kaavaa. Yhdysvaltojen vuosien 1891-1987¹ aineistolla viivästetty muutos vuoden keskimääräisessä q -suhdeluvussa kykenee tilastollisesti merkitsevästi ennustamaan investointien kasvuastetta. Yhdessä vuositason viivästettyjen reaalisten osaketuottojen kanssa ennustuskyky vielä säilyy, mutta lisättäessä malliin muita, esimerkiksi voittoja kuvaavia muuttujia, ei viivästetty q -suhdeluku enää eroa tilastollisesti merkitsevästi nolasta. Sama havainto pätee myös jaettaessa aineisto lyhyempiin ajanjaksoihin. Vuotuiset viivästetyt reaaliset osaketuotot sen sijaan on merkittävin yksittäinen muuttuja investointiasteen muutoksia selitettäessä. Korkeimmillaan mallin selitysprosentti on ajanjaksolla 1921–1987, jolloin se nousee 69 prosenttiin. Osaketuottojen investointien ennustuskyvyn voidaan katsoa jonkin verran heikentyneen viime vuosikymmeninä. 1948–1987 välisellä ajanjaksolla viivästetyt reaaliset osaketuotot ennustivat yhä tilastollisesti merkitsevästi muutoksia

¹ pois lukien maailmansotien ajanjaksot.

investointiasteessa, mutta mallin selitysaste oli hieman aiempaa alhaisempi. (Barro 1991, 116–121.)

Q-teorian kehityksen myötä heräsi kiivas keskustelu siitä, minkä verran yritysten johdon tulisi antaa painoarvoa osakemarkkinoiden kehitykselle investointipäätöksiä suunniteltaessa. Makrotalousteoriassa yritysten investointipäätöksenteossa ja sopivan diskonttokoron määrittämisessä suurinta roolia näyttelee perinteisesti reaalkorkotaso, joka määräytyy bondimarkkinoilla rahoituksen kysynnän ja tarjonnan mukaisesti. Osakemarkkinoille sen sijaan annetaan hyvin vähän, jos ollenkaan, painoarvoa pääoman kustannuksia määriteltäessä. Rahoitusteoriassa puolestaan osakemarkkinat nähdään tärkeimpänä yksittäisenä markkinapaikkana, joten pääoman kustannukset muodostuvat sekä oman että vieraan pääoman kustannusten painotettuna summana. Näin ollen osakemarkkinoiden vaikutus yritysten investointipäätöksentekoon on rahoitusteoriassa suuri. Syynä näille koulukuntien välisille näkemyseroille voi olla esimerkiksi makrotalousteorian käyttämät riskineutraalisuusoletukset, jolloin oman ja vieraan pääoman kustannukset muodostuvat väistämättä samansuuruisiksi. (Fischer ja Merton 1984, 16–17.)

Vallitsevat näkemykset osakemarkkinoiden tärkeydestä yritysten investointipäätöksenteossa voidaan jakaa kolmeen osa-alueeseen. Bosworthin (1975) esittämän skeptisimmän näkemyksen mukaan osakemarkkinoita ei tulisi huomioida lainkaan yritysten investointipäätöksenteossa, sillä niiden huomiointi vain siirtää päätöksentekijän huomion investointien kannalta oleellisten fundamenttien arvioinnista lyhyen tähtäimen osakemarkkinamuutosten tarkasteluun. Optimistisimman ääripään näkemyksen esittävät Fischer ja Merton (1984). Heidän näkemyksen mukaan osakemarkkina tulisi huomioida aina ja sille tulisi antaa jopa suurempaa painoarvoa kuin reaalkorolle. Fischer ja Merton esittävät, että yrityksen johto hyödyntää näkemystään yliarvostetusta osakkeesta laskemalla liikkeelle osakkeita ja käyttämällä niistä saatavat varat fyysisiin investointeihin. Osakkeen ollessa aliarvostettu on heidän mukaansa kannattavampaa ottaa lainaa markkinoilta ja ostaa yrityksen omia osakkeita suuremman tuoton toivossa kuin investoida fyysiseen pääomaan. He myös esittävät, että huomioimalla osakemarkkinat investointipäätöksenteossa päädytään aina oikeaan ratkaisuun riippumatta siitä, onko johdon näkemys todellisesta arvostustasosta lopulta oikea.

Blanchardin, Rheen ja Summersin (1990) näkemys asettuu kahden edellä mainitun ääripään välimaastoon. Näkemyksen mukaan johdon tulisi antaa painoarvoa osakkeen arvostustasolle investointipäätöksenteossa sen mukaan, kuinka pitkän tähtäyksen sijoittajina he osakkeenomistajiaan pitävät ja kuinka pitkään he uskovat väärinhinnoittelun markkinoilla jatkuvan. Jos osakkeenomistajat omaavat melko lyhyen sijoitushorisontin, on edellä kuvattu Fischerin ja Mertonin malli edelleen paikkansapitävä. Muussa tapauksessa nykyiset osakkeenomistajat saattavat kärsiä ylihinnoittelun hyödyntämisestä pitkällä tähtäyksellä, joten johdon tulisi keskittyä arvostustasojen sijaan investointien taustalla vaikuttavien fundamenttien arviointiin.

2.2.3 Aiemmat tutkimukset osakemarkkinoiden ennustusvoimasta

Osaketuottojen ja taantumien välistä yhteyttä on yleensä tutkittu yhdessä korkoeron kanssa. Näin ollen myös osaketuottoja on hyvin pitkään pidetty laskusuhdanteita ennakoivana indikaattorina (ks. esim. Moore 1983). Myös binäärisiä taantumakuukausia ennustavissa malleissa osaketuottojen ennustusvoimaa on yleensä testattu yhdessä korkoeron kanssa. Estrella ja Mishkin (1998) esittävät, että Yhdysvaltojen tapauksessa osaketuotot on ainoa muuttuja, joka kannattaa ottaa mukaan estimointimalliin korkoeron rinnalle. Tämä havainto pätee melko lyhyillä, alle kolmen kvartaalin, ennusteviiveillä niin otoksen sisäisissä kuin ulkopuolisissa estimoinneissa. Yhdysvaltojen tapauksessa osaketuottojen tuoma parannus mallin otoksen sisäiseen selityssasteeseen on hyvin merkittävää näissä yhden ja kahden kvartaalin ennustuksissa. Yhden kvartaalin ennustuksissa selityssaste nousee osaketuottojen huomioinnin myötä hieman alle kymmenestä prosentista yli kahteenkymmeneen prosenttiin ja kahden kvartaalin viiveellä noin kahdestakymmenestä prosentista yli kolmeenkymmeneen prosenttiin. Estrellan ja Mishkinin käyttämä aineisto ulottuu vuodesta 1959 vuoteen 1995 ja siinä on hyödynnetty kvartaalidataa.

Annaert, De Ceuster ja Valckx (2001, 2002) päätyvät vuosien 1963–2000 kuukausiaineistoja käyttämällä melko samanlaisiin selityssasteisiin Yhdysvaltojen tapauksessa. Korkoeroa ja osaketuottoja hyödyntävän probit-mallin selitysprosentti on noin 24 yhden kvartaalin ennusteissa ja noin 29 kahden kvartaalin vastaavissa. Saksassa ja Japanissa osaketuotot osoittavat tilastollisesti merkitsevää ennustuskykyä myös pidemmissä ennusteissa. Molemmissa maissa osaketuotot ovat

otoksen sisäisissä estimointituloksissa tilastollisesti merkitsevä taantumien selittäjä myös vuoden päähän tehtävissä ennustuksissa.

2.3 Volatiliteettimuuttujat

2.3.1 Volatiliteetin ja reaalitalouden välinen yhteys

Volatiliteetin ja kulutuksen välinen suhde pohjautuu vahvasti edellä käsiteltyyn osaketuottojen suoraan varallisuusvaikutukseen. Varallisuusvaikutus perustuu sille, että ihmisten varallisuus on jaettavissa finanssivarallisuuteen ja ei-fianssivarallisuuteen. Näin ollen finanssivarallisuuden muutoksilla on vaikutusta ihmisten kulutukseen. Eräissä osaketuottojen varallisuusvaikutuksiin liittyvissä tutkimuksissa on sivuttu epävarmuuden mahdollista vaikutusta kulutukseen, mutta näissä on käsitelty esimerkiksi työtuloihin kohdistuvaa epävarmuutta eikä suoranaisesti rahoitusmarkkinoiden volatiliteetin aiheuttamaa epävarmuutta (ks. esim. Starr-McCluer 1998). Annaert, De Ceuster ja Valckx (2001) esittävät teorian, joka nivoutuu yhteen varallisuusvaikutuksen kanssa. Sen mukaan rahoitusmarkkinoiden volatiliteetti aiheuttaa epävarmuutta finanssivarallisuuden suhteen, jonka myötä ihmisten käytettävissä olevat tulot ja kulutus laskee. Näin ollen rahoitusmarkkinoiden epävarmuuden ja kulutuksen välillä vallitsee negatiivinen riippuvuussuhde.

Epävarmuuden tuomaa vaikutusta investointeihin on tutkittu huomattavasti kulutusta enemmän. Rahoitusteorian perusnäkemysten mukaan ne investoinnit toteutetaan, joiden päätöksentekohetkeen diskontatut yhteenlasketut tuotot ylittävät investoinnista aiheutuvat kustannukset. Pitkällä aikavälillä positiivisen netto nykyarvon mukainen näkemys selittää hyvin keskimääräisiä investointeja. Lyhyellä aikavälillä investointikysyntään vaikuttavat kuitenkin myös muut tekijät.

Bernanke (1980) esittää peruuttamattomien investointien teorian, joka pohjautuu kahteen taustaoletukseen. Ensimmäinen oletus on, että reaali-investoinnit ovat peruuttamattomia. Jo tehtyä investointipäätöstä esimerkiksi uuden tehdasrakennuksen suhteen ei voida enää peruuttaa. Toinen taustaoletus on, että investointipäätöksentekoon olennaisesti liittyvä informaatio

kerääntyä ajan myötä. Näiden oletusten toteutuessa voimistuva epävarmuus aiheuttaa investointiprojektien viivyttämisen. Viivyttämällä projektia saadaan mahdollisesti lisää olennaisesti päätöksentekoon vaikuttavaa informaatiota. Mahdollisesti tämän uuden informaation valossa investointiprojektiin ei kannata ryhtyä laisinkaan. Myös Dixit (1992) näkee investointiprosessin viivyttämisen ja sen tuoman informaation välisen positiivisen yhteyden. Hän vielä korostaa näkemyksessään, että useimpien investointien päätöksentekohetki voi olla hyvin joustava. Suurin kysymys ei ole vain, että mihin investoidaan, vaan myös investoinnin oikealla ajoituksella on suuri merkitys. McDonald ja Siegel (1986) esittävät, että peruuttamattomien investointien teorian mukaisesti tavallisen investoinnin tuottovaatimus voi jopa tuplaantua hyvinkin alhaisen epävarmuuden vallitessa.

Hu (1995) esittää, että edellä kuvatun peruuttamattomien investointien teorian lisäksi volatilititeetti voi vaikuttaa investointeihin myös kasvavien pääomakustannusten myötä. Sijoittajat vaativat suurempaa riskipreemiä kasvaneen markkinariskin johdosta eli heidän tuottovaatimuksensa nousee. Näin ollen osakemarkkinoilla vallitseva korkea volatilititeetti heikentää osakkeiden suosiota sijoituskohteena. Yrityksen pääomakustannukset puolestaan nousevat liikkeelle laskettavien osakkeiden osalta, kun ihmiset ovat aiempaa haluttomampia omistamaan osakkeita. Tämän seurauksena yritysten investoinnit laskevat. Myös Choe, Masulis ja Nanda (1993) esittävät, että yritysten rahoituksen hankinta riippuu volatilititeetistä. Volatilititeetin ollessa suurta yritykset laskevat vain vähän osakkeita liikkeelle, mikä heikentää yritysten kasvuvauhtia. Myös Mele (2007) esittää, että volatilititeetti vaikuttaa investointeihin juuri kasvavien pääomakustannusten myötä.

Hu (1995) tutki ensimmäisten joukossa, kuinka osakemarkkinoiden volatilititeetti kykenee selittämään investointien kasvua empiriassa. Tutkimuksen mukaan Yhdysvaltojen vuosien 1930–1990 aineistolla volatilititeetti kykenee selittämään noin 24 prosenttia investointiasteen vaihtelusta. Tulokset paranevat vielä entisestään, kun sotavuodet jätetään pois tarkastelusta. Pindyck ja Solimano (1993) tutkivat, kuinka pääoman rajatuoton volatiilisuus vaikuttaa investointiasteeseen. He havaitsivat, että suurempi volatiilisuus pienensi teorian mukaisesti investointeja LDC-maissa. OECD-maiden kohdalla vaikutus oli kuitenkin päinvastainen. Anderson ja Breedon (1996) tarkastelivat erilaisten rahoitusmarkkinamuuttujien volatilititeettiä ja sen kehitystä Iso-Britanniassa. Volatilititeetillä ei heidän mukaansa ole havaittavissa kykyä ennakoita maan kulutusta eikä investointeja.

2.3.2 Aiemmat tutkimukset volatiliteetin ennustusvoimasta

Yhdysvaltojen aineistoilla volatiliteetin on usein todettu kasvavan talouden ollessa laskusuhdanteessa. Tätä havaintoa tukevia tutkimuksia ovat esimerkiksi Officer (1973), Schwert (1989), Chauvet ja Potter (2000, 2001) sekä Senyuz (2011). Andreou, Osborn ja Sensier (2000) kuitenkin esittävät, ettei tämä ilmiö ole niin voimakkaasti havaittavissa Euroopan maissa. Varsinaista volatiliteetin kykyä ennakoida taloudellisen aktiviteetin vaihtelua on sen sijaan tarkasteltu hyvin vähän. Huomattavasti tätä useammin on tutkittu taloudellisen aktiviteetin ja volatiliteetin välistä yhteyttä toiseen suuntaan eli kuinka hyvin makromuuttujien avulla kyetään ennustamaan osakevolatiliteetin kehitystä (ks. esim. Hamilton ja Lin 1996, Engle ja Rangel 2008 sekä Adrian ja Rosenberg 2008).

Ensimmäisten joukossa volatiliteetin ja tulevan taloudellisen aktiviteetin välistä yhteyttä tarkastelivat Campbell et. al (2001). He havaitsivat yksinkertaisten korrelaatiotarkasteluiden avulla, että binäärisen taantumamuuttujan ja volatiliteetin välillä on havaittavissa negatiivista korrelaatiota, joka voimistuu taantumien aikana. Lyhyillä alle vuoden mittaisilla viivepituuksilla osaketuottojen volatiliteetti osoittaa korrelaatiotarkastelujen mukaan tilastollisesti merkitsevää ennakointikykyä Yhdysvaltojen tapauksessa. Tulokset eivät myöskään muutu vaihdettaessa binäärisen taantumamuuttujan tilalle BKT:n kasvuaste. Suurimmat korrelaatiot löytyvät molemmissa tapauksissa lyhyillä muutaman kuukauden mittaisilla viivepituuksilla. OLS-regressiotarkasteluissa selitysaste paranee 14 prosentista jopa 22,4 prosenttiin, kun malliin otetaan viivästetyn BKT:n lisäksi myös viivästettyjä volatiliteettimuuttujia mukaan selittämään BKT:n kasvuastetta.

Andreou, Osborne ja Sensier (2000) tutkivat volatiliteettimuuttujien ja teollisuustuotannon välistä yhteyttä ristikorrelaatiotarkastelujen avulla. Vuosien 1970–1998 aineistoilla he havaitsivat korkoeron volatiliteetin omaavan teollisuustuotannon ennakointikykyä Saksassa ja Iso-Britanniassa, mutta ei juurikaan Yhdysvalloissa. Osakevolatiliteetti puolestaan osoitti lyhyillä ennustuspituuksilla huomattavaa ennakointikykyä Yhdysvalloissa ja Iso-Britanniassa. Annaertin, DeCeusterin ja Valckxin (2002) probit-mallin avulla tehdyt tarkastelut tukevat osittain näitä havaintoja. He tarkastelivat vuosien 1964–2000 aineistoja käyttäen, kuinka Yhdysvalloissa,

Saksassa ja Japanissa rahoitusmarkkinamuuttujien volatiliteetti kykenee parantamaan taantumaennusteita.

Saksan ja Japanin tapauksissa osake- ja korkovolatiliteetti tuovat tilastollisesti merkitsevää parannusta ennustuksiin kolmen, kuuden, yhdeksän ja kahdentoista kuukauden ennustepituuksilla. Saksassa suurin osa ennustuskyvyn paranemisesta on korkovolatiliteetin ansiota, sillä osakevolatiliteetti on siellä etumerkiltään negatiivista eli teorian vastaista ja heikosti tilastollisesti merkitsevää. Korkeimman otoksen sisäisen selitysasteen volatiliteettimuuttujat ja korkoeron sekä osaketuotot sisältävä malli saavuttaa Saksassa kuuden kuukauden ennusteissa, jolloin se on 0,43. Japanissa molemmat volatiliteettimuuttujat ovat etumerkiltään positiivisia eli teorian mukaisia. Japanin tapauksessa korkein selitysaste saavutetaan lyhyissä kolmen kuukauden ennusteissa. Tuolloin selitysprosentti on noin viisitoista. Yhdysvalloissa volatiliteettimuuttujat osoittavat hieman heikompa ennustuskäyttöä. Siellä saadut tulokset riippuvat siitä, onko binäärinen taantumamuuttuja muodostettu käyttäen NBER:n vai OECD:n määritelmiä. Tutkimustulokset suosivat OECD:n määrittämiä taantumakuukausia. Myös otoksen ulkopuoliset tarkastelut tukevat näitä otoksen sisäisten estimointien pohjalta tehtyjä havaintoja.

Tuoreimmat tutkimukset volatiliteettimuuttujien taloudellisen aktiviteetin ennakointikyvystä ovat tehneet Fornari ja Mele (2009) sekä Senyuz, Chauvet ja Yoldas (2012). Näissä kahdessa hyvin samankaltaisessa tutkimuksessa on tarkasteltu Yhdysvaltojen aineistolla volatiliteetin kykyä ennakoida sekä teollisuustuotannon vaihtelua että suhdannekäänteitä. Tulokset pohjautuvat niin otoksen sisäisiin estimointeihin kuin otoksen ulkopuolisiin ennustustarkasteluihin. Fornari ja Mele ovat keskittyneet tarkastelemaan erityisesti osakevolatiliteetin ennakointikykyä, kun taas Senyuzin, Chauvetin ja Yoldaksen tutkimuksessa on hyödynnetty laajemmin erilaisia rahoitusmarkkinamuuttujien pohjalta laskettuja volatiliteetteja sekä näiden yhdistelmiä. Molemmissa tutkimuksissa volatiliteettimuuttujat osoittavat hyvin merkittävää taloudellisen aktiviteetin ennakointikykyä.

Fornari ja Mele (2009) havaitsevat, että osakevolatiliteetti yksinään kykenee selittämään noin 30–40 prosenttia Yhdysvaltojen maailmansotien jälkeisestä teollisuustuotannon vaihtelusta. Osakevolatiliteetin ennustusvoima on lisäksi voimistunut viimeisen 25 vuoden aikana, jolloin se kykenee selittämään jopa 35–55 prosenttia vaihtelusta yhden ja kahden vuoden päähän tehtävissä

ennusteissa. Parhaisiin ennustustuloksiin heidän mukaansa päästään hyödyntämällä osakevolatiliteetin rinnalla myös korkoeroon liittyvää informaatiota. Probit-estimoinneissa selitysasteet ovat hyvin samaa luokkaa kuin ennustettaessa teollisuustuotannon vaihtelua. Myös binääristä muuttujaa ennustettaessa osakevolatiliteetin ja korkoeron sisältävä malli tuottaa parhaat ennusteet.

Vuodesta 1971 vuoteen 2009 ulottuvalla aineistolla Senyuz, Chauvet ja Yoldas (2012) havaitsevat Yhdysvaltojen tapauksessa rahoitusmarkkinoiden volatilitteetilla olevan hyvää taloudellisen aktiviteetin ennakointikykyä. Volatilitteettimuuttujat kykenevät jopa lyömään suurimman osan perinteisistä finanssi-indikaattoreista. Tämän tutkimuksen kaltaisissa probit-estimoinneissa Senyuz, Chauvet ja Yoldas saavat volatilitteettimuuttujia yhdistelemällä ennustettua oikein 86 prosenttia taantumakuukausista kolme kuukautta ennakkoon. Muilla ennustepituuksilla muut finanssi-indikaattorit tuottavat parempia ennusteita. Otoksen ulkopuolisissa ennustustarkasteluissa volatilitteettimuuttujat tuottavat jälleen parhaat taantumaennusteet lyhyellä kolmen kuukauden ennustepituudella. Tuolloin lokakuun 1999 ja syyskuun 2009 välisen ajanjakson taantumakuukausista tulee oikein ennustettua jopa 93 prosenttia.

3 TAANTUMAENNUSTAMISEN EMPIIRINEN TARKASTELU

3.1 Tutkimusmenetelmät

3.1.1 Probit-mallin esittely

Selitettävän muuttujan binäärisestä luonteesta johtuen perinteisten lineaaristen regressiomallien käyttö ei ole mahdollista, vaan on käytettävä juuri kyseisten selitettävien muuttujien tarkasteluun kehitettyjä menetelmiä. Binääristen selitettävien muuttujien kanssa keskitytään perinteisistä regressiomalleista poiketen ennemminkin todennäköisyyksien mallintamiseen. Ollaan kiinnostuneita siitä, mikä on ehdollinen todennäköisyys jollekin binääriselle tapahtumalle vallitsevilla tiedoilla. Ajatellaan, että meillä on ajanhetkellä t informaatiojoukko, johon kuuluvat siis selittävät muuttujat ja vakiotermi. Kuvataan selittävien muuttujien ja vakiotermin havaintoja jatkossa vektorin x avulla. Selitettävänä muuttujana on binäärinen taantumamuuttuja Y , joka saa arvon yksi, kun talous on taantumassa ja vastaavasti arvon nolla, kun talous ei ole taantumassa. Näiden pohjalta voidaan muodostaa ehdolliset odotusarvot selitettävän muuttujan eri tapahtumille

$$P(Y = 1|x) = F(x, \beta), \quad (3.1)$$

$$P(Y = 0|x) = 1 - F(x, \beta), \quad (3.2)$$

joissa β kuvastaa mallin parametreja. Muotoillaan yhtälön (3.1) mukainen funktio vielä hieman paremmin havainnollistamaan tässä tutkimuksessa käytettävää ennustustilannetta, jolloin saadaan yhtälö muotoon

$$P(Y_{t+k} = 1|x_t) = F(x_t' \beta), \quad (3.3)$$

jossa β on parametrivektori, x_t mallin selittävistä muuttujista ja vakiotermistä koostuva informaatiojoukko ajanhetkellä t ja k on käytetty ennustepituus. Nyt ongelmaksi muodostuu funktion F määrittäminen. Yksi vaihtoehto on määritellä funktio F lineaarisen todennäköisyysmallin tavoin (linear probability model)². Tällöin mallin antamat todennäköisyydet

² Funktio saa muodon $y = \beta'x_t + \varepsilon_t$.

eivät kuitenkaan rajoitu nollan ja yhden välille, mitä voidaan pitää todennäköisyyksien mallintamisen kannalta ongelmallisena (Greene 2012, 727).

Määritellään funktio F siten, että voidaan varmistua siitä, että todennäköisyydet rajoittuvat nollan ja yhden välille. Yksi tapa tähän on käyttää F :n paikalla normaalijakauman kertymäfunktia, jolloin kyseessä on probit-malli:

$$P(Y_{t+k} = 1|x_t) = \Phi(x'_t\beta). \quad (3.4)$$

Yhtälössä (3.4) Φ on standardoidun normaalijakauman kertymäfunktio, eli:

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt.$$

Probit-mallissa oletetaan siis mallin virhetermien olevan normaalijakautuneita. Todennäköisyyksien skaalauksessa nollan ja yhden välille voidaan hyödyntää myös logistista funktiota, jolloin saadaan logit-malli:

$$P(Y_{t+k} = 1|x_t) = \frac{\exp(x'_t\beta)}{1 + \exp(x'_t\beta)} = \Lambda(x'_t\beta),$$

jossa Λ kuvastaa logistisen jakauman kertymäfunktia. (Greene 2008, 727–728.)

Yhtälön (3.4) mukainen probit-malli voidaan estimoida käyttäen suurimman uskottavuuden estimointimenetelmää (Maximum likelihood). Koska olemme tehneet virhetermin normaalijakaumaoletuksen, niin suurimman uskottavuuden menetelmässä jokainen yksittäinen havainto noudattaa Bernoulli-jakaumaa. Näin ollen yksittäisen havainnon käytettävissä olevalle informaatiojoukolle X ehdollistettu pistetodennäköisyysfunktio on

$$P(y_i = 1|X) = [\Phi(x'_i\beta)]^{y_i}[1 - \Phi(x'_i\beta)]^{1-y_i}.$$

Oletetaan otoksessa olevan n kappaletta havaintoja. Tällöin uskottavuusfunktio saadaan kertomalla yksittäisten havaintojen ehdollistetut pistetodennäköisyysfunktiot:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n [\Phi(x'_i\beta)]^{y_i} [1 - \Phi(x'_i\beta)]^{1-y_i}.$$

Ottamalla yhtälöstä logaritmit molemmin puolin saadaan log-uskottavuusfunktio:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \{y_i \log \Phi(x'_i\beta) + (1 - y_i) \log [1 - \Phi(x'_i\beta)]\}. \quad (3.5)$$

Esitetään yhtälön (3.5) mukainen log-uskottavuusfunktio vielä hieman toisin, jotta se havainnollistaa paremmin tutkielmassa suoritettavaa ennustamista ja informaation eriaikaista kertymistä:

$$\log L = \sum_{y_{t+k}=1} \log \Phi(x'_t\beta) \sum_{y_{t+k}=0} \log [1 - \Phi(x'_t\beta)]. \quad (3.6)$$

Mallin tuntemattoman parametrivektorin β suurimman uskottavuuden estimaattori saadaan maksimoimalla yhtälö (3.6) parametrien suhteen. Estimaattori voidaan ratkaista iteratiivisia menetelmiä käyttäen. Esimerkiksi Newtonin menetelmän avulla päädytään maksimiratkaisuun melko alhaisilla iterointien määrällä, jollei datassa ilmene suurempia ongelmia. (Greene 2012, 730–732.)

Kaikki tässä tutkielmassa suoritettavat probit-mallien estimoinnit tehdään OxMetrics -ohjelmalla. Uskottavuusfunktion maksimointiongelman ratkaisussa hyödynnetään edellä kuvattua Newtonin menetelmää.

3.1.2 Mallin hyvyyden mittaaminen

Epälineaarisen probit-mallin sovituksen hyvyyden mittaaminen tehdään erilaisten selitysasteiden, informaatiokriteerien ja LR-testin perusteella. Lineaarisesta mallista poiketen muuttujille löytyy useita eri laskentatapoja, eikä yksiselitteistä oikeaa tapaa muuttujien määrittelyyn ole olemassa³.

³ ks. Estrella (1998, 9-10), jossa hyvin kattava lista erilaisista sovituksen hyvyyden laskentatavoista.

Tästä johtuen mallin hyvyyden mittarien laskentatavat pohjautuvat usein erilaisiin simulaatiokokeisiin ja empiirisiin havaintoihin.

Estrella (1998) on asettanut selityssasteelle tietyt ehdot, jotka sen tulee ehdottomasti toteuttaa. Vain nämä ehdot toteuttavaa selityssastetta voidaan hänen mukaansa pitää vertailukelpoisena perinteisen lineaarisen mallin selityssasteen kanssa. Simulaatiokokeiden pohjalta hän päätyy lopulta seuraavanlaiseen yhtälöön:

$$R^2 = 1 - \left(\frac{\text{Log}L_u}{\text{Log}L_c} \right)^{-\left(\frac{2}{T}\right)\text{Log}L_c}, \quad (3.7)$$

missä T on havaintojen lukumäärä, $\text{Log}L_u$ on rajoittamattoman ja $\text{Log}L_c$ vain vakiotermin sisältävän probit-mallin maksimoitu log-uskottavuus. Rajoitetussa mallissa kaikki muut β -kertoimet paitsi vakiotermi on asetettu nolaksi. Tätä kyseistä selityssasteen määritelmää ovat käyttäneet myös esimerkiksi Estrella ja Mishkin (1998) sekä Annaert, De Ceuster ja Valckx (2002).

Mallien keskinäisen hyvyyden vertailuun yhtälön (3.7) mukainen selityssaste ei toimi aivan sellaisenaan, sillä se ei huomioi sisältääkö malli mahdollisesti ylimääräisiä selittäviä muuttujia. Tätä varten Estrella (1998) esittää korjatun selityssasteen, joka lineaarisen mallin tavoin rankaisee heikon selityskyvyn omaavien muuttujien lisäämisestä malliin yhtälön (3.8) mukaisesti:

$$\text{Adj. } R^2 = 1 - \frac{T-1}{T-k-1} (1 - R^2), \quad (3.8)$$

jossa T on havaintojen lukumäärä ja k estimoitavien parametrien lukumäärä.

Eri mallien keskinäiseen vertailuun soveltuvat myös erilaiset informaatiokriteerit, jotka korjatun selityssasteen tavoin huomioivat selittävien muuttujien lukumäärän estimointiyhtälössä. Amemiya (1981) hyödyntää binäärysten mallien vertailussa Akaiken informaatiokriteeriä, joka on määritelty seuraavasti:

$$AIC = -\text{Log}L_u + k. \quad (3.9)$$

Schwarzin (1978) käyttämä bayesiläinen informaatiokriteeri rankaisee vielä voimakkaammin uusien selittävien muuttujien sisällyttämisestä malliin yhtälön (3.10) mukaisesti:

$$BIC = -\text{Log}L_u + \frac{\log(T)}{2} * k. \quad (3.10)$$

Informaatiokriteereiden perusteella valituksi tulee se malli, joka saavuttaa AIC:llä ja BIC:llä mitattuna pienimmät arvot.

Likelihood ratio -testisuureella voidaan testata tuovatko malliin lisättävät muuttujat tilastollisesti merkitsevää parannusta estimointituloksiin. Myös LR-testisuure pohjautuu erilaisten mallien log-uskottavuusfunktioiden vertailuun kaavassa (3.11) esitettävällä tavalla:

$$LR = -2 * (\text{Log}L_u - \text{Log}L_c). \quad (3.11)$$

$\text{Log}L_c$ kuvastaa sellaisen mallin log-uskottavuusfunktioita, jossa osa selittävästä muuttujista on rajoitettu nollassa. $\text{Log}L_u$ on puolestaan rajoittamattoman mallin log-uskottavuusfunktion arvo. Voidaan esimerkiksi tarkastella tuovatko volatilitteettimuuttujat lisäarvoa perinteisen korkoeron ja osaketuotot sisältävään malliin verrattuna, jolloin rajoitetun mallin log-uskottavuusfunktion arvo saadaan tästä pelkät korkoeron ja osaketuotot sisältävästä mallista. Nollahypoteesi on, että eri mallien log-uskottavuusfunktioiden välillä ei ole eroa. Nollahypoteesin ollessa tosi, testisuure noudattaa χ^2 -jakaumaa vapausastein q , missä q kuvastaa rajoitteiden lukumäärää. Vaihtoehtoinen hypoteesi on, että rajoittamattoman mallin log-uskottavuusfunktio on rajoitetun mallin vastaavaa pienempi. Tässä vaiheessa on huomioitava, että Annaert, De Ceuster ja Valckx (2002) ovat suorittaneet testauksen kaksisuuntaisena. Tässä tutkimuksessa testaukset suoritetaan yksisuuntaisina.

Keinotekoisesti todellista ennustustilannetta mallintavissa otoksen ulkopuolisissa ennustustarkasteluissa voidaan myös suorittaa erilaisten mallien hyvyyden vertailua. Estrella ja Mishkin (1998, 47) esittävät, että otoksen ulkopuolisessa tarkastelussa selitystasaste ei välttämättä rajoitu nollan ja yhden välille, vaan se voi ajoittain saada myös negatiivisia arvoja. Tästä johtuen selitystasastetta ei ole hyödynnetty otoksen ulkopuolisten tulosten vertailuun tässä tutkimuksessa.

Myöskään Annaert, De Ceuster ja Valckx (2002) eivät hyödynnä selitystetta otoksen ulkopuolisissa tarkasteluissa.

Huomattavasti selitystetta laajemmin käytetty kriteeri otoksen ulkopuolisten ennusteiden tarkkuudelle on kvadraattinen todennäköisyyspistemäärä (QPS). Sitä ovat otoksen ulkopuolisten taantumaennustusten arvioinnissa hyödyntäneet esimerkiksi Boulier ja Steckler (2000), Annaert, De Ceuster ja Valckx (2001, 2002) sekä Chauvet ja Potter (2005). QPS-tunnusluku on määritelty seuraavasti:

$$QPS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 2(P_t - R_t)^2, \quad (3.12)$$

missä T on otoksen ulkopuolisten ennusteiden lukumäärä, P_t probit-mallin ajanhetkelle t ennustama taantumataodennäköisyys ja R_t ajanhetken t todellisen binäärisen taantumamuuttujan arvo. QPS-tunnusluku saa arvoja nollan ja kahden väliltä, ja parhaan ennustetehokkuuden omaavissa malleissa arvot ovat lähellä nollaa.

QPS-tunnuslukua on hieman kritisoitu siitä, että hyvin harvinaista tapahtumaa, kuten taantumakuukausia, ennustettaessa tunnusluku ei välttämättä kerro todellisesta taantumien ennustuskyvystä. Tästä johtuen saatuja taantumaennusteita havainnollistetaan usein myös ristiintaulukoiden avulla, jolloin voidaan havaita oikeaan osuneiden ennusteiden lukumäärät niin taantuma- kuin ei-taantumakuukausillekin. Jotta voidaan luokitella milloin malli antaa taantumaindikaation, on probit-mallista saatavalle taantumataodennäköisyydelle asetettava jonkinlainen raja-arvo. Tämän raja-arvon ylittyessä voidaan todeta mallin antavan taantumaindikaation.

Yksikäsitteisen raja-arvon määrittämiseen liittyy luonnollisesti omat haasteensa, sillä hieman rajan alle jääville arvoille ei anneta lainkaan painoarvoa. Ratkaisuna tähän on raja-arvoina usein käytetty 25 ja 50 prosentin rajoja, joista edellinen antaa heikon taantumesignaalin ja jälkimmäinen vahvan (ks. esim. Boulier ja Steckler 2000 ja Annaert, De Ceuster ja Valckx 2002). Birchenhall et al. (1999) puolestaan ehdottivat, että 50 prosentin raja-arvon rinnalla tulisi hyödyntää taantumakuukausien suhteellista osuutta otoksessa. Tässä tutkimuksessa on käytetty 25 ja 50 prosentin raja-arvoja ja niiden toimivuutta on lopuksi havainnollistettu erilaisten mittareiden ja aikasarjakuvien avulla.

Tulosten esittäminen 2x2 ristiintaulukon avulla mahdollistaa myös taantumaennusteiden osumatarkkuuden vertailun. Ristiintaulukoiden pohjalta nähdään mallin antamat oikeat ja väärät ennusteet niin taantuma- kuin ei-taantumakuukausienkin suhteen, kuten taulukosta 2 voidaan nähdä.

TAULUKKO 2. Taantumaennusteiden esittäminen 2x2 kontingenssitaulukon avulla.

		Havaitut taantumat		
		<u>0</u>	<u>1</u>	
Ennustetut taantumat:	<u>0</u>	a	b	(a+b)
	<u>1</u>	c	d	(c+d)
		(a+c)	(b+d)	n

Taulukossa 2 solut a ja d kuvastavat oikeaan osuneita ennusteita ei-taantuma- ja taantumakuukausien suhteen. Solut b ja c puolestaan kertovat erilaisten virhesignaalien lukumäärän. Tyypillisesti ristiintaulukoiden pohjalta lasketaan erilaisia osumatarkkuutta kuvaavia suhdelukuja. Eräs tällainen on niin sanottu Hit ratio, joka kertoo oikeaan osuneiden ennusteiden suhteellisen osuuden otoksessa. Hit ratio saadaan laskettua taulukosta 2 seuraavasti:

$$\text{Hit Ratio} = \frac{a+d}{n} * 100. \quad (3.13)$$

Ennustetarkkuuden arviointiin on kehitetty lukuisia erilaisia mittareita ja niitä on hyödynnetty laajalti esimerkiksi meteorologiaan ja psykologiaan liittyvissä tutkimuksissa. Stephenson (2000) esittää laajan kattauksen erilaisia kontingenssitaulukon pohjalta laskettavia tunnuslukuja. Monen mittarin ja etenkin niiden tilastollisen testaamisen kohdalla ongelmaksi muodostuu kuitenkin taantumakuukausien tyypillisesti alhainen määrä otoksessa.

Otoksen ulkopuolisten ennusteiden pohjalta muodostettujen ristiintaulukoiden vertailu helpottuu, kun tuloksia voidaan tarkastella myös tilastollisen testauksen avulla. Tyypillisesti ristiintaulukoiden pohjalta muuttujien välistä riippuvuutta testataan χ^2 -riippumattomuustestillä. Myös tässä tapauksessa taantumakuukausien tyypillisesti alhainen määrä otoksessa aiheuttaa ongelmia, eivätkä testaukseen liittyvät kriteerit näiltä osin täyty. Ratkaisuna tähän on Fisherin eksakti testi,

jonka käyttö itse asiassa on suositeltavampaa, sillä sen tiedetään noudattavan hypergeometrista jakaumaa, eikä se näin ollen nojautu asymptoottisiin jakaumaoletuksiin riippumattomuustestin tavoin.

Fisher kehitti testin vuonna 1935 juurikin ennustuskykyyn liittyvään tarkasteluun. Fisher halusi tutkia pitävätkö hänen ystävänsä puheet paikkansa siitä, että hän kykenee erottamaan onko tee vai maito kaadettu kuppiin ensimmäisenä. Fisherin eksaktin testin avulla testataan ristiintaulukon rivien ja sarakkeiden välistä riippuvuutta, eli onko taantumaennusteiden ja toteutuneiden taantumakuukausien välillä riippuvuutta. Taulukon 2 tiedoilla saadaan testiin liittyvä tarkka p-arvo laskettua seuraavasti:

$$p = \frac{\binom{a+b}{a} \binom{c+d}{(a+c)-a}}{\binom{n}{(a+c)}}. \quad (3.14)$$

Nollahypoteesi on, että ennustettujen ja toteutuneiden taantumakuukausien välillä ei ole riippuvuutta. Vaihtoehtoinen hypoteesi on, että muuttujien välillä vallitsee riippuvuussuhde. P-arvo kertoo havaittua aineistoa harvinaisempien tapausten yhteenlasketun todennäköisyyden. Toisin sanoen testisuure kertoo, että jos oletamme muuttujat toisistaan riippumattomiksi, niin mikä on todennäköisyys saada kyseistä otosta harvinaisempia tuloksia. Testaus on siis suoritettu tässä tutkimuksessa 2-suuntaisena.

Tiedettävästi kyseistä testausmenetelmää ei ole aiemmin sovellettu taantumaennusteiden yhteydessä. Luonnollisesti myös tämä testisuure on hyvin riippuvainen valittavista todennäköisyysrajoista. Testisuureen avulla on kuitenkin helppo havainnollistaa mallien ennustuskykyä tilastollisesti perinteisten suhteellisten ennustetarkkuuksien rinnalla.

3.2 Aineiston kuvailu

3.2.1 Aineiston esittely ja käytetyt muuttujat

Tutkielman empiirisessä osiossa on tarkasteltu Yhdysvaltojen, Saksan, Japanin, Ranskan ja Iso-Britannian (US, GE, JPN, FR, UK) korko- ja osakemarkkinamuuttujien kykyä ennustaa maiden tulevia taantumakuukausia. Tutkimuksessa käytetty estimointiajanjakso alkaa vuoden 1988 helmikuusta ja päättyy vuoden 2010 joulukuuhun. Ainoana poikkeuksena on Ranska, jossa korkoaineiston heikomman saatavuuden johdosta aineisto alkaa vuoden 1989 tammikuusta. Aineiston valinnan suurimpana rajoittavana tekijänä on ollut datan ilmainen ja helppo saatavuus. Tehokkaat estimointitulokset edellyttävät maittain riittävän monta taantumajaksoa, mikä asettaa maiden valinnalle ja aineiston pituudelle omat vaatimuksensa. Näiden kriteereiden täyttävistä maista on valittu mahdollisimman erilainen joukko kuvaamaan mahdollisia maakohtaisia eroja.

Aineiston pituuden kasvattamista rajoittavia tekijöitä löytyy niin aineiston alku- kuin loppupäästäkin. Aineiston alkupään venyttämistä kauemmas menneisyyteen rajoittavat datan heikko saatavuus ja taantumien sijoittuminen 1980-luvun alkupuolelle kyseisissä maissa. Tämän lisäksi pääomamarkkinoiden liberalisointi eri maittain 1970- ja 1980-luvulla, sekä yhteisen talousalueen muodostuminen Eurooppaan, asettavat omat rajoitteensa. Nämä saattaisivat ilmentyä talouden rakenteellisina muutoksina ja vääristää siten estimointituloksia. Aineiston toisessa päässä rajoittavaksi tekijäksi nousee virallisten taantumakuukausien puuttuminen vuosilta 2011 ja 2012. Aineisto on kerätty Internetistä ja se on pyritty tarkastamaan parhaan mukaan. Korkomarkkinadata on pääosin saatu maiden keskuspankkien tietokannoista. Osakemarkkinadata on koostettu kahdesta eri lähteestä. Käytettyjen aikasarjojen tarkemmat kuvaukset ja lähdemäärittelyt löytyvät aineistolähteet-osiosta.

Selitettävänä muuttujana käytetyt binääriset taantumakuukaudet on saatu virallisten tahojen määrittelemien suhdannehuippujen ja -pohjien avulla. Tavallisten suhdannevaihteluiden mukaisesti ajanjakso suhdannehuipusta seuraavaan pohjakosketukseen määritellään taantumajaksoksi. Yhdysvalloissa NBER (National Bureau of Economic Research) toimii maan omana virallisena taantumajaksoja määrittelevänä tahona. Muiden tutkimuksessa käytettyjen maiden taantumakuukaudet on saatu ECRI:n (Economic Cycle Research Institute) määrittelyistä.

Näiden tahojen tapa määritellä taantumajaksoja ei ole kovin läpinäkyvää. Kuitenkin vastoin yleistä käsitystä esimerkiksi NBER ei määrittele taantumajaksoja ainoastaan kahden peräkkäisen kvartaalin laskevan reaalisen BKT:n perusteella. NBER:n taantumamäärittelyt tehdään teollisuustuotannon, kansalaisten reaalitulon, jälleenmyyntien ja varastojen sekä työllisyyden pohjalta lasketun indeksin avulla⁴. ECRI:n taantumamäärittelyt pohjautuvat jopa kymmenien erilaisten johtavien indikaattoreiden pohjalta muodostettuun indeksiin. Nämä indikaattorit mittaavat talouden tilaa niin työllisyyden, inflaation kuin talouskasvunkin osalta⁵.

Annaert, De Ceuster ja Valckx (2002) havaitsivat, että taantumia määrittelevän virallisen tahon valinnalla voi olla jopa vaikutuksia saatuihin estimointituloksiin. Tutkimuksessaan he saivat Yhdysvaltojen aineistolla hieman ristiriitaisia tuloksia rahoitusmarkkinoiden volatiliteetin ennustusvoimasta riippuen siitä käytettiinkö taantumakuukausina NBER:n vai OECD:n määrittelemiä taantumajaksoja.

Tutkimuksessa taantumakuukausia ennustavina muuttujina on käytetty jo aiemmin esiteltyjä korkoeroa, osaketuottoja ja volatiliteettimuuttujia. Näiden lisäksi on tarkasteltu myös viivästettyä dynaamista taantumamuuttujaa ja sen tuomaa ennustusvoimaa. Seuraavaksi esitellään kunkin muuttujan tutkimuksessa käytetty tarkka määrittely.

Pitkien ja lyhyiden korkojen välisestä korkoerosta käytetään jatkossa lyhennettä SP (spread), ja se on laskettu yhtälössä (3.15) esitetyllä tavalla 10 vuoden ja 3 kuukauden valtion velkakirjojen välisenä tuottoerona:

$$SP = r_{10yr} - r_{3mth}. \quad (3.15)$$

Tämä määritelmä korkoerolle on selvästi yleisimmin käytetty ja mahdollistaa siten selkeän tutkimustulosten vertailun. Samaa määritelmää ovat käyttäneet esimerkiksi Estrella ja Mishkin (1998) sekä Boulier ja Steckler (2000).

⁴ Ks. tarkemmat määrittelyt osoitteesta: www.nber.org/cycles.html.

⁵ Ks. tarkemmat määrittelyt osoitteesta: <http://www.businesscycle.com/ecri-business-cycles/monitoring-business-cycles-cube>.

Osaketuotot (SR) on laskettu kunkin maan osakeindeksin logaritmoituina kuukausituottoina. Esimerkiksi Saksalle osaketuotot saadaan yhtälön (3.16) mukaisesti:

$$SR_t = 100[\log(DAX_t) - \log(DAX_{t-1})]. \quad (3.16)$$

Annaert, De Ceuster ja Valckx (2002) ovat käyttäneet reaalisia osaketuottoja nimellisten osaketuottojen sijaan. Inflaatioidatan julkaisuviiveestä sekä nimellisten ja reaalisten osaketuottojen hyvin pienestä erosta johtuen tutkimuksessa on päädytty käyttämään juuri nimellisiä osaketuottoja taantumien ennustamiseen. Myös rahoitusteoria tukee nimellisten tuottojen käyttämistä, sillä inflaatio välittyy osakkeiden hintoihin tulevien kassavirtojen diskonttauksen myötä⁶. Teorian mukaan nimelliset kassavirrat tulisi diskontata nykyhetkeen nimelliskorkoa käyttäen ja reaaliset puolestaan reaalikorkoa käyttäen. Näin ollen markkinahinnoissa on jo huomioitu sijoittajien oletukset nykyisestä ja tulevasta inflaatiosta. Taulukossa 3 on vielä esitelty tutkimuksessa käytetyt osakeindeksit eri maittain.

TAULUKKO 3. Eri maiden osakeindeksit.

Maa	Käytetty osakeindeksi
USA	S&P 500
Saksa	DAX 30
Japani	NIKKEI 225
Ranska	CAC 40
Iso-Britannia	FTSE 100

Korkoero ja osaketuotot ovat näytelleet merkittävää roolia taantumaennustuksissa aina probit-mallien 90-luvun alun yleistymisestä saakka. Markkinahinnoissa tapahtuvaa vaihtelua ja sitä mallintavaa volatilitteettia sen sijaan on käytetty taantumaennustuksissa hyvin vähän. Aiempia merkittäviä tieteellisiä julkaisuja, jotka mahdollistavat suoran tulosten vertailun, ovat oikeastaan vain Annaertin, De Ceusterin ja Valckxin (2001, 2002), Fornarin ja Melen (2009) sekä Senyuzin, Chauvetin ja Yoldaksen (2012) tekemät tutkimukset. Näistä ainoastaan Annaertin, De Ceusterin ja Valckxin empiiriset tutkimukset sisältävät muitakin tarkasteltavia maita kuin Yhdysvallat.

⁶ Ks. kaava 2.5.

Volatiliteetin mallintamiseen löytyy useita eri menetelmiä. Yleisimmin käytettyjä ovat tuottojen keskipoikkeama, keskihajonta sekä erilaiset GARCH-mallit. Kuukausidatan käytöstä johtuvat melko pienet otoskoot suosivat edellä mainituista keskipoikkeaman käyttöä. On myös havaittu, että keskipoikkeama ei ole niin herkkä yksittäisille suuresti poikkeaville havainnoille kuin keskihajonta (Sachs 1984, 252). Edellä mainituista syistä ja vertailukohtien vähäisestä määrästä johtuen on päädytty käyttämään keskipoikkeamaa volatiliteetin mallintamiseen⁷. Esimerkiksi korkovolatiliteetti saadaan laskemalla lyhyen koron päivämuutosten keskimääräinen poikkeama kuukausittaisesta keskiarvosta yhtälön (3.17) mukaisesti:

$$Vol3mth_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x - \bar{x}|, \quad (3.17)$$

missä x kuvastaa koron päivämuutosta. Ainoana poikkeuksena tähän on Japani, jossa korkovolatiliteetti on jouduttu laskemaan käyttäen 12 kuukauden valtiolainojen korkomuutoksia, koska 3 kuukauden koron päivädataa ei ollut saatavilla riittävän pitkältä ajanjaksolta. Vaihtamalla yhtälössä (3.17) x :n tilalle päivittäiset logaritmoidut osaketuotot saadaan laskettua myös kuukausittainen osakevolatiliteetti (VolSR).

Viime vuosikymmeninä ovat yleistyneet myös erilaiset osake- ja korkovolatiliteettia seuraavat indeksit. Näistä tunnetuin on Chicagon johdannaispörssin (CBOE) ylläpitämä VIX-indeksi, jota usein kutsutaan eräänlaiseksi sijoittajien pelkokertoimeksi. Luonnollista olisikin käyttää näitä eri indeksejä kuvastamaan suoraan eri maiden osake- ja korkovolatiliteetteja. Valitettavasti indeksejä on ylläpidetty vasta 90-luvun alkupuolelta lähtien, joten indeksien käyttö ei ole useimpien maiden kohdalla mahdollista. Liitteestä 1 kuitenkin nähdään, että pisimpään kerätty VIX-indeksi ja USA:n osaketuottojen keskipoikkeama korreloivat hyvin vahvasti keskenään, mikä myös osaltaan tukee keskipoikkeaman käyttöä volatiliteetin mallinnukseen⁸.

Viivästetyn dynaamisen taantumamuuttujan (R_{t-k}) käyttöä perustellaan sillä, että se ottaa paremmin huomioon binäärisen selitettävän muuttujan autokorrelaatorakenteen (Proaño 2010, 6). Ongelmaksi muodostuvat kuitenkin virallisten taantumakuukausien määrittelevien tahojen julkaisuviiveet, jotka voivat ajoittain olla hyvinkin pitkiä. Taulukosta 4 nähdään, että Yhdysvaltojen

⁷ Annaert, De Ceuster ja Valckx (2002, 14) havaitsevat myös, ettei käytetyllä laskentamenetelmällä ole juurikaan vaikutusta saatuihin tutkimustuloksiin.

⁸ Dataa saatavilla 1/1990 lähtien.

tilastoviranomaisen NBER:n julkaisuviive on ajoittain noussut jopa yli 20 kuukauden mittaiseksi. Keskimäärinkin se on ollut noin 12 kuukauden luokkaa.

TAULUKKO 4. NBER:n julkaisuviiveet (www.nber.org/cycles/cyclesmain.html ja omat laskelmat).

Käännekohta	Huippu / pohja	Julkaisupvm	Julkaisuviive (kk)
tammi.80	huippu	3.6.1980	5
heinä.80	pohja	8.7.1981	12
heinä.81	huippu	6.1.1982	6
marras.82	pohja	8.7.1983	8
heinä.90	huippu	25.4.1991	9
maalis.91	pohja	22.12.1992	21
maalis.01	huippu	26.11.2001	8
marras.01	pohja	17.7.2003	20
joulu.07	huippu	1.12.2008	12
kesä.09	pohja	20.9.2010	15
			$\bar{x} = 11,6$

Dueker (1997, 45) esittää taantumamuuttujalle minimiviivepituudeksi kolmea kuukautta. Tämä tuntuu melko optimistiselta ottaen huomioon jo pelkän BKT-datan julkaisuviiveen. Dueker päätyy lopulta käyttämään tutkimuksessaan viivepituutena viittä kuukautta. Annaert, De Ceuster ja Valckx (2002) ovat käyttäneet kahdeksan kuukauden viivettä, joten myös tässä tutkimuksessa on päädytty kyseiseen viivepituuteen vertailukohtien vähyyden vuoksi. Kuten taulukon 4 keskimääräisestä julkaisuviiveestä nähdään, niin myös tällä valitulla viiveellä joudutaan usein käyttämään hieman subjektiivisia arvioita siitä, ollaanko kahdeksan kuukautta sitten oltu taantumassa vai ei. Tätä seikkaa on korostettu melko vähän aiemmissä viivästettyä taantumamuuttujaa hyödyntäneissä tutkimuksissa. Suhdannesyklarit määrittämiseen on kehitetty erilaisia matemaattisia malleja, jotka voisivat mahdollistaa lyhyemmän viivepituuden käytön (ks. esim. Harding ja Pagan 2002). Tämä johtaisi kuitenkin useampivaiheiseen ja melko raskaaseen ennustusprosessiin, mikä sotii tutkimuksen lähtökohtia vastaan. Tästä syystä kyseisiä menetelmiä ei ole tässä tutkielmassa käsitelty sen tarkemmin.

3.2.2 Deskriptiivinen statiikka

Tarkastelun kohteena olevalla aikaperiodilla on havaittavissa kolme selkeää miltei kaikille maille yhteistä taantumajaksoa: 90-luvun alun taantuma, 2000-luvun alun IT-kuplaa seurannut taantumajakso sekä viime vuosina maailmantaloutta ravistellut finanssikriisi. Ainoat poikkeukset tähän kaavaan muodostavat Iso-Britannia ja Japani. Iso-Britanniassa on ECRI:n mukaan yksi taantumakausi vähemmän, sillä IT-kuplan puhkeaminen ei johtanut siellä talouden taantumaa. Japanissa puolestaan on yksi taantumajakso enemmän, koska Aasian pankkikriisi veti Japanin talouden laskusuhdanteeseen myös vuonna 1997.

Taantumien alkamisajankohdat ja pituudet ovat sen sijaan vaihdelleet maittain melko suuresti, kuten taulukosta 5 nähdään.

TAULUKKO 5. Maiden taantumajaksot ja niiden kestot.

	Taantumajakso	Pituus (kk)	Keskimääräinen kesto	Taantumakuukausien osuus havainnoista (%)
USA	7/90-3/91	9		
	3/01-11/01	9		
	12/07-6/09	19	12,33	14,10
GE	1/91-4/94	40		
	1/01-8/03	32		
	4/08-1/09	10	27,33	31,12
FR	2/92-8/93	19		
	8/02-5/03	10		
	2/08-2/09	13	14	15,97
JPN	4/92-2/94	23		
	3/97-7/99	29		
	8/00-4/03	32		
	2/08-3/09	14	24,5	37,26
UK	5/90-3/92	23		
	5/08-1/10	21	22	16,73

Lähteet: ks. aineistolähde.

Selvästi pisimmät taantumajaksot ovat olleet Saksassa. Esimerkiksi 90-luvun alun taantuma kesti siellä yli kolme vuotta. Myös Japanissa ja Iso-Britanniassa taantumat ovat kestäneet keskimäärin noin kaksi vuotta. Lyhyimmät taantumajaksot ovat olleet USA:ssa ja Ranskassa, joissa taantumat ovat olleet keskimäärin vain hieman yli vuoden mittaisia. Taantumien kestoissa ei myöskään ole havaittavissa oikeastaan minkäänlaista kaavamaisuutta. Saksassa taantumat ovat viime vuosikymmeninä lyhentyneet selvästi, mutta muissa maissa taantumat ovat olleet melko yksilöllisiä ja niiden pituudet hyvin satunnaisia. Tämä luonnollisesti heikentää selittävänä muuttujana käytetyn viivästetyn taantumamuuttujan tehokkuutta, sillä sen ennustuksiin tuoma lisäarvo pohjautuu juuri aiempien taantumien keskimääräiseen keston.

Taulukosta 5 nähdään myös, että taantumat ovat saaneet alkunsa niin Yhdysvalloista, Japanista kuin Iso-Britanniastakin. Saksassa taantumat ovat pääosin alkaneet yhtä aikaa Yhdysvaltojen kanssa tai hieman perässä. Sama pätee myös Iso-Britanniaan. Ainoa selkeä poikkeus kaikista maista on Ranska, jossa taantumat ovat pääosin alkaneet muita maita, etenkin Yhdysvaltoja, selvästi jäljessä. Finanssikriisiin mennessä tämä viive on kuitenkin pienentynyt selvästi, mikä osaltaan voisi kertoa siitä, kuinka nykyiset liberalisoidut pääomamarkkinat välittävät markkinareaktiot hyvin nopeasti ja laaja-alaisesti ympäri maailmaa. Tosin esimerkiksi Bordo ja Murshid (2000) eivät tutkimuksessaan havaitse tällaista kasvanutta tarttumisvaikutusta finanssikriisien osalta.

Taulukkoon 6 on kerätty tutkimuksessa käytettyjen taantumia selittävien muuttujien perustunnuslukuja eri maittain. Taulukosta löytyvät muuttujien minimi- ja maksimiarvot, keskiarvot ja –hajonnat sekä muuttujien väliset korrelaatiot.

TAULUKKO 6. Selittävien muuttujien tunnuslukuja.

USA	SP	SR	Vol3mth	VolSR	GE	SP	SR	Vol3mth	VolSR
<i>Keskiarvo</i>	1,80	0,25	0,03	0,33		1,15	0,33	0,01	0,42
<i>Min</i>	-0,53	-8,00	0,00	0,10		-1,97	-12,74	0,00	0,10
<i>Max</i>	3,76	4,59	0,21	1,64		3,56	8,41	0,07	1,60
<i>Hajonta</i>	1,19	1,89	0,02	0,20		1,38	2,73	0,01	0,23
<i>Korrelaatiot</i>	SP	-0,05	-0,20	0,07		SP	0,11	-0,30	0,01
	SR		-0,13	-0,36		SR		-0,06	-0,34
	Vol3mth			0,34		Vol3mth			0,02
JPN					FR				
<i>Keskiarvo</i>	1,50	-0,13	0,02	0,46		0,97	0,15	0,03	0,42
<i>Min</i>	0,39	-11,82	0,00	0,11		-4,03	-8,35	0,00	0,14
<i>Max</i>	3,06	7,94	0,06	2,36		3,29	5,47	0,27	1,80
<i>Hajonta</i>	0,64	2,77	0,01	0,23		1,41	2,45	0,04	0,21
<i>Korrelaatiot</i>	SP	0,03	0,70	-0,29		SP	0,04	-0,47	0,12
	SR		0,03	-0,30		SR		-0,04	-0,36
	Vol3mth			-0,07		Vol3mth			0,12
UK									
<i>Keskiarvo</i>	0,35	0,19	0,03	0,34					
<i>Min</i>	-4,48	-6,06	0,00	0,13					
<i>Max</i>	3,76	5,86	0,28	1,70					
<i>Hajonta</i>	1,82	1,88	0,03	0,18					
<i>Korrelaatiot</i>	SP	0,02	-0,23	0,02					
	SR		0,09	-0,34					
	Vol3mth			0,09					

Taulukosta 6 nähdään, että Japania lukuun ottamatta kaikissa tarkastelun kohteena olevissa maissa tuottokäyrä on kääntynyt kyseisellä ajanjaksolla negatiiviseksi. Voimakkaimmin tuottokäyrä on laskenut Euroopan maissa. Myös osaketuottojen osalta Japani erottuu selkeästi muista. Osaketuotot ovat olleet huomattavasti pienempiä Japanissa kuin tutkimuksen muissa maissa. Itse asiassa keskimääräiset kuukausituotot ovat olleet siellä hieman negatiivisen puolella. Japanin niin sanottu menetetty vuosikymmen näkyy näissä tuloksissa melko voimakkaasti. Esimerkiksi koko tarkastelujakson vuotuiset nimelliset osaketuotot jäivät Japanissa hieman yli 2,5 prosenttia miinukselle, kun taas esimerkiksi Yhdysvalloissa osakkeet ovat tuottaneet keskimäärin reilut kuusitoista prosenttia vuodessa samaisella ajanjaksolla.

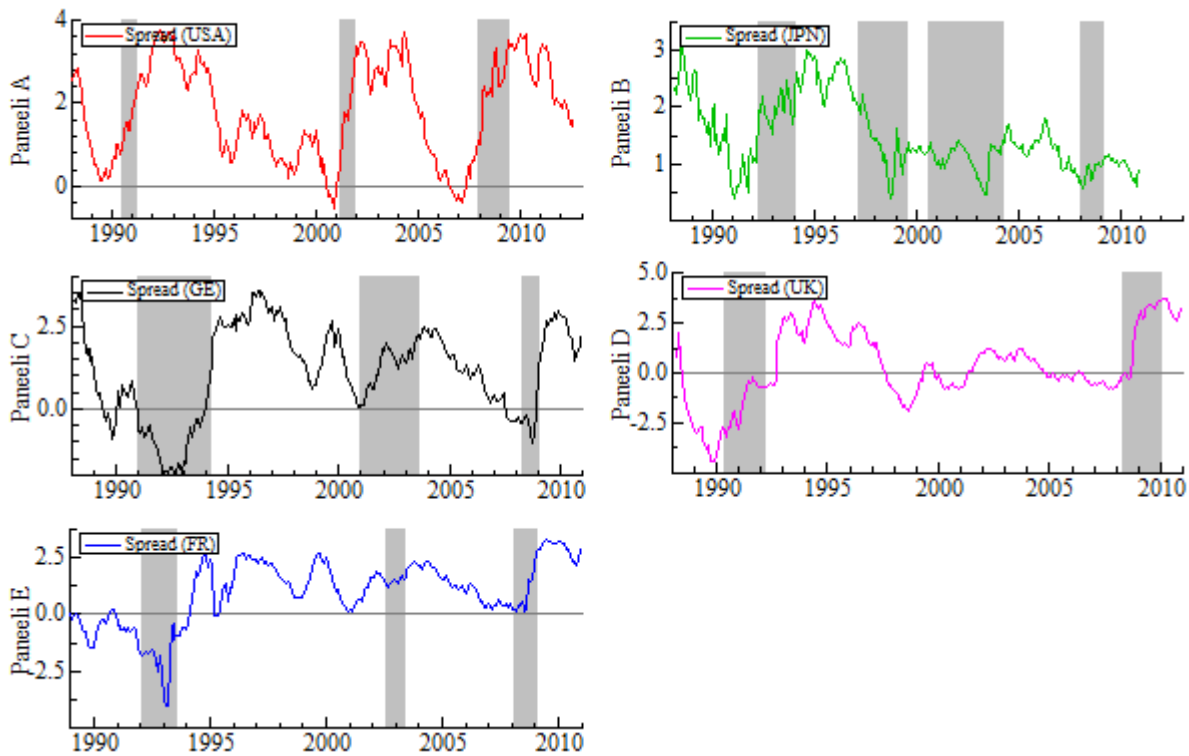
Taulukosta 6 nähdään myös, kuinka korkovolatiliteetti heijastaa mannermaisen ja angloamerikkalaisen rahoitusjärjestelmän välisiä eroja. Korkovolatiliteetti on ollut mannermaisen järjestelmän omaavissa Saksassa ja Japanissa huomattavasti pienempää keskiarvolla ja vaihtelulla mitattuna kuin angloamerikkalaisissa maissa. Poikkeuksen tähän muodostaa Ranska, jossa myös on havaittavissa suurempaa korkovolatiliteettia. Osakevolatiliteettia tarkasteltaessa tämä havainto kääntyy pääläelleen, kun juuri angloamerikkalaisen finanssijärjestelmän omaavissa Yhdysvalloissa ja Iso-Britanniassa osaketuotot ovat vaihdelleet hieman mannermaisen järjestelmän omaavia maita vähemmän.

Muuttujien välisten korrelaatioiden voidaan taulukosta 6 nähdä vaihtelevan hieman eri maittain. Selkeimmät yhtäläisyydet löytyvät korko- ja osakemarkkinamuuttujien välisistä korrelaatioista. Esimerkiksi korkoeron ja korkovolatiliteetin välillä on havaittavissa melko voimakasta negatiivista korrelaatiota kaikissa muissa tarkasteltavissa maissa paitsi Japanissa. Siellä muuttujien välillä vallitsee hyvin vahva positiivinen riippuvuussuhde. Yleensä korkoeron supistuminen ja korkomarkkinoiden kasvava vaihtelu kulkevat siis käsi kädessä. Osakemarkkinamuuttujien osalta voidaan nähdä, kuinka osaketuottojen ja osakevolatiliteetin välinen melko voimakas negatiivinen korrelaatio on havaittavissa kaikissa tarkastelun kohteena olevissa maissa. Lisäksi se on myös suuruusluokaltaan hyvin samankaltaista kaikissa maissa.

Sen sijaan hieman yllättäen näiden kahden volatiliteettimuuttujan välillä on havaittavissa vain melko alhaista keskinäistä riippuvuutta. Saman havainnon tekivät myös Annaert, De Ceuster ja Valckx (2002, 4). Japania lukuun ottamatta volatiliteettimuuttujien välinen korrelaatio on etumerkiltään positiivista, mutta hyvin pientä. Ainoa selkeä poikkeus on Yhdysvallat, jossa volatiliteettimuuttujien välinen riippuvuus on selvästi muita voimakkaampaa. Euroopassa ja Japanissa pankkiluotot kattavat yhä noin puolet rahoitustarpeista, kun taas Yhdysvalloissa on huomattavasti yleisempää hankkia rahoitusta laskemalla liikkeelle osakkeita tai bondeja (ECB Financial integration report 2011, 13–14). Tämä voisi ainakin osaltaan selittää, miksi Yhdysvalloissa osake- ja korkomarkkinamuuttujien välinen korrelaatio on muita voimakkaampaa.

Tarkastellaan seuraavaksi yksittäisten muuttujien mahdollista kykyä ennustaa tulevia taantumajaksoja kuvailevan tilastollisen analyysin keinoin. Helpoiten selittävän muuttujan ja taantumien välinen yhteys on havainnollistettavissa yksinkertaisten aikasarjakuvioiden avulla,

joihin on lisätty myös maiden taantumajaksot harmaalla palkilla kuvattuna. Aloitetaan korkoerolla, jolla ainakin aiempien tutkimusten ja pitkän historian perusteella olisi suurin ennustuspotentialiaali. Kuvioon 4 on koottu korkoeron aikasarjakuviot eri maittain.



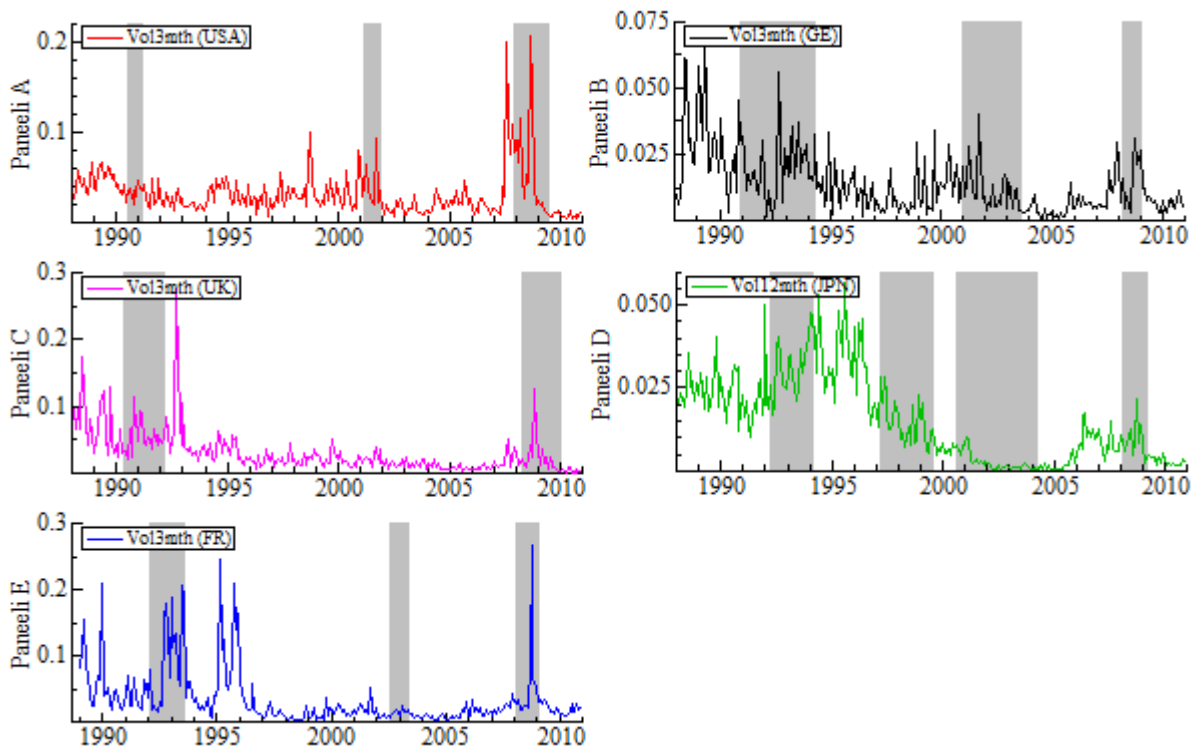
KUVIO 4. Korkoeron aikasarjakuviot eri maittain.

Kuviosta 4 nähdään, että tuottokäyrä toimii varsin hyvin taantumien ennakoijana. Japania (Paneeli B) lukuun ottamatta eri maiden taantumajaksoja on aina edeltänyt korkoeron voimakas supistuminen joko hyvin lähelle nollaa tai aina negatiiviseksi saakka. Ainoat kerrat kyseisellä ajanjaksolla, kun negatiiviseksi käänntynyt korkoero ei ole johtanut taantumaa, löytyvät Ranskasta (Paneeli E) vuonna 1995 ja Iso-Britanniasta (Paneeli D) 2000-luvun taitteesta. Iso-Britannian tapauksessa tämän voidaan ainakin osittain nähdä johtuvan siitä, että IT-kupla ei johtanut siellä muista maista poiketen taantumaa. Maan korkomarkkinat ovat kuitenkin reagoineet muiden maiden tapaan ja ennakoineet taantumaa. Etenkin Euroopan maiden korkoerot noudattavat hyvin samankaltaista kaavaa koko tarkasteluajanjaksolla. Ranskan tapauksessa lyhyen koron hetkellinen voimakas nousu vuonna 1995 sai aikaan lyhytaikaisen loivasti laskevan tuottokäyrän. Japani puolestaan erottuu selkeästi muista maista. Vaikka Japanissa osaa taantumista on edeltänyt selkeä

korkeeron kaventuminen, niin kertaakaan kyseisellä ajanjaksolla korkoero ei käänny negatiiviseksi, mitä yleensä pidetään selkeänä taantumesignaalina.

Osaketuottojen ennustuskyvyn tarkastelu aikasarjakuvioiden avulla on haastavampaa, sillä tehokkaiden markkinoiden hypoteesin mukaisesti kuukausituotoissa esiintyy paljon vaihtelua nollan molemmin puolin. Tästä syystä voisi olla havainnollisempaa tarkastella esimerkiksi vuoden tai puolen vuoden osaketuottojen kehitystä. Liitteestä 2 voidaan kuitenkin nähdä, että suurimmat negatiiviset piikit kuukausituottojen aikasarjoissa esiintyvät pääasiassa joko hieman ennen taantumia tai niiden aikana. Etenkin Saksan, Yhdysvaltojen, Ranskan ja Iso-Britannian osaketuottojen voidaan sanoa noudattaneen tätä kaavaa. Selkeitä virhesignaalejakin on havaittavissa. Tällaisena voidaan pitää vuoteen 1998 ajoittuvaa, kaikkien maiden kuvioista selkeästi havaittavissa olevaa, voimakasta negatiivista piikkiä. Ilmeisesti Venäjän vuoden 1998 maksukyvyttömyys ja osittain tästä seurannut hedge fund -kriisi tuli osakemarkkinoille yllätyksenä ja sen vaikutuksien pelättiin leviävän hyvinkin laajasti. Brasilian ja muiden kehittyvien maiden talouksiin kriisillä olikin laskevien pääomavirtojen myötä selkeä negatiivinen vaikutus (Komulainen 2002, 13–14). Korkomarkkinoiden tapaan myös osakemarkkinat ennakoivat Iso-Britannian talouden ajautuvan IT-kuplan myötä taantumaan, kuten kävi muissa tarkastelun kohteena olevissa maissa.

Korkovolatiliteetti on laskenut viime vuosikymmeninä melko voimakkaasti (Annaert, De Ceuster ja Valckx 2002, 4). Tästä huolimatta se näyttäisi ainakin kuvion 5 aikasarjakuvioiden perusteella toimivan melko hyvin taantumien ennakoijana.

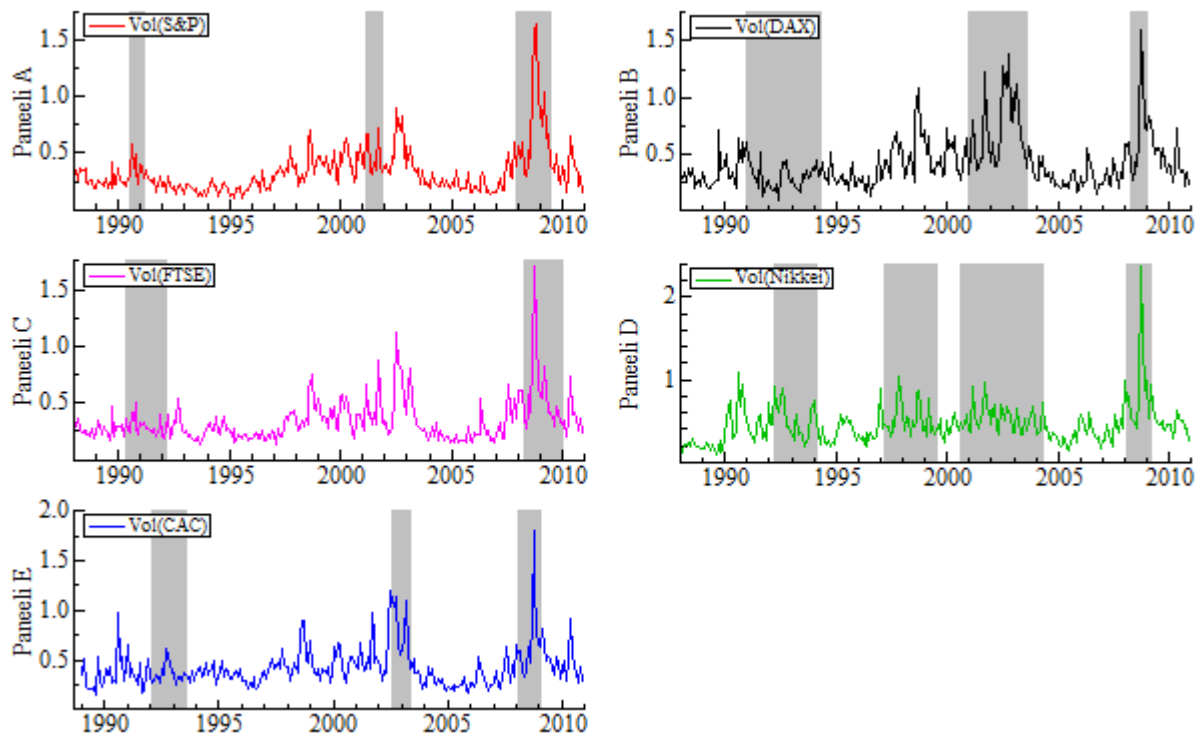


KUVIO 5. Korkovolatiliteetin aikasarjakuviot.

Etenkin Yhdysvaltojen (Paneeli A) tapauksessa lyhyiden korkojen vaihtelu pysyy rauhallisina aikoina hyvin matalalla tasolla ja selkeät volatilitiipit ovat nähtävissä joko hieman ennen taantumia tai niiden aikana. Volatilitiimuuttujille onkin melko tyypillistä, että volatilitiitti kasvaa juuri taantumien aikana (ks. esim. Schwert 1989). Ainoa selkeä virhesignaali USA:n tapauksessa on nähtävissä Venäjän maksukyvyttömyyden aikaan vuonna 1998. Myös Saksan (Paneeli B) tapauksessa suurimmat volatilitiipit ajoittuvat taantumien läheisyyteen. Saksassa korkovolatiliteetti kasvaa taantumien aikana ehkä hieman selvemmin kuin Yhdysvalloissa.

Ranskan (Paneeli E) ja Iso-Britannian (Paneeli C) tapauksissakin voidaan nähdä korkovolatiliteetin toimivan melko hyvin taantumien ennakoijana, tosin selkeämpiä virhesignaaleja on havaittavissa hieman Yhdysvaltoja ja Saksaa enemmän. Japanissa (Paneeli D) ensimmäistä ja viimeistä taantumaa on edeltänyt teorian mukainen selkeä korkovolatiliteetin kasvu. Kahden keskimmäisen taantumien osalta voidaan nähdä jonkinlainen negatiivinen yhteys korkovolatiliteetin ja taantumien välillä. Tämä selittyy sillä, että korkovolatiliteetin laskiessa 90-luvun puolivälin huipputasoiltaan, Japani ajautui kaksi kertaa taantumaan pienen ajan sisään.

Osakevolatiliteetti osoittaa kuvion 6 perusteella hyvin vahvaa ja tasaista taantumien ennakkointikykyä kaikissa tarkastelun kohteena olevissa maissa, myös Japanissa.



KUVIO 6. Osakevolatiliteetin aikasarjakuviot.

Volatiliteettimuuttujille tyypilliseen tapaan osakevolatiliteetin voimakkaimmat piikit nähdään juuri taantumien aikana eri maissa. Osaa taantumista on kuitenkin edeltänyt selkeät voimakkaamman volatiliteetin ajanjaksot. Selkeimmät harhapiikit näkyvät aiemmista muuttujista poiketen kaikkien maiden aikasarjakuvioissa. Tällaisia ovat vuoden 1998 Venäjän kriisi ja vuoden 2002 osakemarkkinoiden korjausliike. Vuoden 2002 lopulla markkinat suhtautuivat hieman skeptisesti syyskuun 2001 terrori-iskua seuranneeseen nousumarkkinaan, joka ilmenee suurempana volatiliteettipiikkinä. Aikasarjakuvioiden perusteella eri maiden osakeindeksit näyttäisivät korreloivan melko voimakkaasti keskenään.

3.3 Tutkimustulokset

3.3.1 Otoksen sisäiset estimointitulokset

Vuodesta 1988 vuoteen 2010 ulottuvissa otoksen sisäisissä estimoinneissa on tarkasteltu kunkin maan osake- ja korkomarkkinamuuttujien kykyä ennustaa taantumakuukausia kolmen, kuuden, yhdeksän ja kahdentoista kuukauden päähän. Estimoinneissa käytetään kolmea erilaista probit-estimointimallia, joiden sovituksen hyvyttä tarkastellaan kappaleessa kolme esiteltyjen kahden selitystason, kahden informaatiokriteerin ja LR-testisuureen perusteella. Tavoitteena on ollut lähteä liikkeelle mahdollisimman yksinkertaisesta mallista ja tarkastella kykenevätkö lisämuuttujat tuomaan LR-testisuurella mitattuna tilastollisesti merkitsevää lisäarvoa ennusteisiin. LR-testisuureta laskettaessa rajoitetun mallin log-uskottavuusfunktion arvo on laskettu aina edeltävän mallin pohjalta⁹. Tutkimuksessa käytettyjen kolmen probit-mallin tarkat määrittelyt ovat seuraavanlaiset:

$$P(R_{t+k} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 * SP_t + \alpha_2 * SR_t), \quad (3.18)$$

$$P(R_{t+k}) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 * SP_t + \alpha_2 * SR_t + \alpha_3 * Vol3mth_t + \alpha_4 * VolSR), \quad (3.19)$$

$$P(R_{t+k}) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 * SP_t + \alpha_2 * SR_t + \alpha_3 * Vol3mth_t + \alpha_4 * VolSR + \alpha_5 * R_{t-8}) \quad (3.20)$$

Yhdysvalloissa ja Ranskassa taantumajaksot ovat olleet tarkasteluajanjaksolla melko lyhyitä, kuten taulukosta 5 voitiin havaita. Tästä syystä näiden maiden mallin (3.20) pitkissä (k=12) ennusteissa esiintyy jonkin asteista separoitumista, jonka vuoksi näitä tuloksia ei ole raportoitu lainkaan. Separoituminen aiheutuu siitä, että pitkissä ennusteissa viivästetyn taantumamuuttujan yhteenlaskettu viive nousee jopa 20 kuukauteen ja samanaikaisesti maiden taantumamat ovat olleet pääosin tätä lyhyempiä. Tästä johtuen binäärinen viivästetty taantumamuuttuja ja todellinen taantumakuukausi ovat vain harvoin samaan aikaan ykkösiä, joten estimointitulokset ovat näiltä osin harhaisia.

⁹ LR-testi tarkemmin esitelty yhtälössä (3.11).

Kunkin maan otoksen sisäisten estimointitulosten taulukkoon on koottu saadut selittävien muuttujien probit-kertoimet ja näiden alapuolella on esitelty maximum likelihood keskivirheiden perusteella lasketut muuttujien p-arvot. Muuttujien arvot, joiden voidaan katsoa eroavan tilastollisesti merkitsevästi nolasta viiden prosentin riskitasolla, on lihavoitu. Jos muuttujien lisääminen malliin on tuonut LR-testisuureella tilastollisesti merkitsevää lisäarvoa viiden prosentin riskitasolla tarkasteltuna, on saatu LR-testisuure esitelty vihreällä taustalla havainnollisuuden vuoksi. Päätelmät volatiliteettimuuttujien tuomasta lisäarvosta eivät pohjaudu yksittäisten regressiokertoimien tilastolliseen merkitsevyyteen, vaan juuri LR-testisuureen pohjalta tehtyihin havaintoihin, joten robusteja keskivirheitä ei ole tästä syystä laskettu.

Taulukossa 7 on esitelty Yhdysvaltojen saadut otoksen sisäiset estimointitulokset. Tuloksista nähdään, että volatiliteettimuuttujat tuovat LR-testisuureella mitattuna kaikilla viivepituuksilla tilastollisesti merkitsevää lisäarvoa Yhdysvaltojen taantumaennustuksiin. Sen sijaan viivästetyn taantumamuuttujan käyttö ei näyttäisi tuovan minkäänlaista lisäarvoa. Tämä havainto selittyy luultavasti Yhdysvaltojen melko lyhyillä taantumajaksoilla. Korkoero puolestaan toimii sille melko tyypilliseen tapaan tilastollisesti merkitsevänä selittäjänä hieman pidemmissä ennusteissa. Kun tarkastellaan yksinkertaisimman mallin selitysasteita eri viiveillä, niin voidaan nähdä, kuinka korkoeron rooli kasvaa ennustusviiveen kasvaessa.

TAULUKKO 7. USA:n otoksen sisäiset estimointitulokset.

USA	k	α_0	SP	SR	Vol3mth	VolSR	R_{t-8}	R^2	Adj. R^2	AIC	BIC	LR
3		-0,8701 [0,000]	-0,1457 [0,086]	-0,1867 [0,000]				0,06	0,05	102,71	103,36	
		-2,3963 [0,000]	-0,1307 [0,216]	-0,0974 [0,084]	14,1447 [0,005]	2,6733 [0,000]		0,23	0,21	83,24	84,33	42,93 [0,000]
		-2,3914 [0,000]	-0,1333 [0,246]	-0,0976 [0,084]	14,1893 [0,006]	2,6596 [0,000]	0,0235 [0,953]	0,23	0,21	84,24	85,55	0,00 [0,955]
6		-0,5702 [0,001]	-0,3624 [0,000]	-0,2281 [0,000]				0,12	0,11	94,50	95,15	
		-2,1527 [0,000]	-0,3838 [0,002]	-0,1656 [0,011]	26,2046 [0,000]	1,7592 [0,007]		0,30	0,29	73,99	75,07	45,02 [0,000]
		-2,1307 [0,000]	-0,3993 [0,004]	-0,1673 [0,010]	26,6194 [0,000]	1,6742 [0,017]	0,1522 [0,768]	0,30	0,28	74,95	76,24	0,08 [0,772]
9		-0,2685 [0,099]	-0,6042 [0,000]	-0,1466 [0,010]				0,16	0,15	88,92	89,55	
		-0,8559 [0,003]	-0,6873 [0,000]	-0,1378 [0,056]	24,5875 [0,000]	-0,8287 [0,356]		0,27	0,26	77,22	78,28	27,40 [0,000]
		-0,8231 [0,007]	-0,7053 [0,000]	-0,1386 [0,055]	24,7574 [0,000]	-0,9265 [0,320]	0,2325 [0,735]	0,27	0,26	78,16	79,43	0,12 [0,725]
12		-0,0809 [0,629]	-0,8192 [0,000]	-0,1050 [0,086]				0,23	0,22	80,81	81,44	
		-0,4607 [0,106]	-0,9184 [0,000]	-0,1019 [0,161]	17,1901 [0,001]	-0,6279 [0,497]		0,29	0,27	75,49	76,54	14,64 [0,001]

Estimointiajanjakso: 2/1988–12/2010.

Osakevolatiliteetin osalta voidaan taulukosta 7 havaita, kuinka sen etumerkki kääntyy teorian vastaiseksi ennustusviiveen kasvaessa yli kuuden kuukauden. Saman havainnon tekivät USA:n hieman pidempää aineistoa käyttäen myös Annaert, De Ceuster ja Valckx (2001, 12). Korkovolatiliteetti osoittaa Yhdysvaltojen tapauksessa todella merkitsevää ennustuskyyä kaikilla ennustuspituuksilla. Selitysasteilla ja informaatiokriteereillä tarkasteltuna parhaaksi malliksi nousee kaavan (3.19) mukainen malli kuuden kuukauden ennustusviiveellä. Melko lähelle pääsee myös samainen malli 12 kuukauden ennustepituudella.

Saksan tapauksessa korkoero toimii tilastollisesti merkitseväenä taantumaselittäjänä myös lyhyissä kolmen kuukauden ennusteissa, kuten taulukosta 8 voidaan havaita. Yhdysvaltojen tuloksista poiketen myös viivästetyllä taantumamuuttujalla näyttäisi olevan Saksan tapauksessa hyvin merkittävää ennustuskyyä. Tämä ilmenee etenkin lyhyemmillä ennustepituuksilla.

TAULUKKO 8. Saksan otoksen sisäiset estimointitulokset.

GE	k	α_0	SP	SR	Vol3mth	VolSR	R_{t-8}	R^2	Adj. R^2	AIC	BIC	LR
3		0,1210 [0,284]	-0,7422 [0,000]	-0,0747 [0,030]				0,40	0,39	112,57	113,22	
		-0,6208 [0,025]	-0,9150 [0,000]	-0,0141 [0,707]	-12,6556 [0,193]	2,2062 [0,000]		0,49	0,48	101,03	102,11	27,09 [0,000]
		-0,5457 [0,119]	-1,2618 [0,000]	-0,0361 [0,383]	-23,8691 [0,076]	1,4796 [0,008]	1,9313 [0,000]	0,64	0,63	78,43	79,73	47,20 [0,000]
6		0,1055 [0,350]	-0,7366 [0,000]	-0,0950 [0,007]				0,41	0,40	110,83	111,48	
		-0,1180 [0,653]	-0,7997 [0,000]	-0,0627 [0,093]	-9,7792 [0,278]	0,8789 [0,051]		0,43	0,42	109,96	111,04	5,75 [0,057]
		-0,1338 [0,653]	-0,9318 [0,000]	-0,0778 [0,044]	-13,8758 [0,187]	0,4092 [0,384]	1,1780 [0,000]	0,51	0,50	98,67	99,96	24,58 [0,000]
9		0,0835 [0,453]	-0,6981 [0,000]	-0,0893 [0,010]				0,38	0,38	114,20	114,84	
		-0,0536 [0,835]	-0,7361 [0,000]	-0,0692 [0,063]	-6,5824 [0,447]	0,5666 [0,200]		0,39	0,38	114,95	116,01	2,50 [0,287]
		-0,1034 [0,702]	-0,7629 [0,000]	-0,0761 [0,041]	-7,4709 [0,415]	0,3273 [0,466]	0,5985 [0,007]	0,42	0,40	112,13	113,41	7,64 [0,006]
12		0,0364 [0,736]	-0,6173 [0,000]	-0,0641 [0,053]				0,32	0,31	122,85	123,48	
		-0,0171 [0,945]	-0,6318 [0,000]	-0,0553 [0,125]	-2,7810 [0,734]	0,2328 [0,584]		0,32	0,31	124,64	125,69	0,42 [0,810]
		-0,0405 [0,871]	-0,6304 [0,000]	-0,0557 [0,121]	-2,7823 [0,736]	0,1846 [0,668]	0,1436 [0,488]	0,32	0,31	125,39	126,65	0,49 [0,482]

Estimointiajanjakso: 2/1988–12/2010.

Volatiliteettimuuttujat tuovat Saksassa LR-testisuurella mitattuna merkitsevää lisäarvoa kolmen kuukauden ennusteisiin. Myös kuuden kuukauden ennusteissa ollaan aivan tilastollisen merkitsevyyden rajoilla. Tätä pidemmällä ennustehorisonteilla volatiliteettimuuttujat eivät näyttäisi tuovan lisäarvoa. Pääosin tämä lyhyiden ennustepituuksien merkitsevä ennustuskkyky näyttäisi olevan osakevolatiliteetin ansiota, sillä korkovolatiliteetin havaitaan olevan etumerkiltään teorian vastaista ja heikosti tilastollisesti merkitsevää. Teorianvastaisuus tarkoittaa sitä, että korkovolatiliteetin kasvaessa taantumaan ajautumisen todennäköisyys itse asiassa pienenee.

Informaatiokriteereillä ja selitysasteella mitattuna kaavan (3.20) mukainen malli tuottaa parhaat tulokset kolmen kuukauden viivepituuksilla. Mallin selitysprosentti nousee tuolloin jopa 64 prosenttiin, mikä on huomattavasti korkeampi kuin Yhdysvaltojen parhaan mallin. Taulukosta 8 havaitaan myös, että Saksan tapauksessa saadut selitysasteet nousevat kaikilla viivepituuksilla Yhdysvaltojen vastaavia korkeammiksi.

Japanin otoksen sisäisissä estimointituloksissa voidaan nähdä volatiliteettimuuttujien osalta hyvin paljon yhteistä aiemmin tarkasteltujen Saksan vastaavien kanssa. Taulukosta 9 havaitaan, että volatiliteettimuuttujat tuovat LR-testisuureen perusteella tilastollisesti merkitsevää lisäarvoa

kolmen kuukauden ennusteviiveellä. Myös kuuden kuukauden ennusteissa päästään hyvin lähelle tilastollista merkitsevyyttä. Korkovolatiliteetti on Saksan tavoin etumerkiltään teorian vastaista, eikä sisällä tilastollisesti merkitsevää ennustuskäytävyyttä. Lyhyisiin ennusteisiin osakevolatiliteetti ja viivästetty taantumamuuttuja tuovat huomattavaa lisäarvoa, mutta muutoin tilastollisesti merkitsevää ennustuskäytävyyttä löytyy vain korkoeron ja osaketuottojen suhteen.

TAULUKKO 9. Japanin otoksen sisäiset estimointitulokset.

<i>JPN</i>	<i>k</i>	α_0	SP	SR	Vol12mth	VolSR	R_{t-g}	R^2	Adj. R^2	AIC	BIC	LR
3		0,5600 [0,007]	-0,5488 [0,000]	-0,0702 [0,015]				0,09	0,08	174,55	175,20	
		-0,9751 [0,008]	-0,2098 [0,284]	-0,0322 [0,298]	-9,0146 [0,304]	2,5517 [0,000]		0,20	0,18	161,10	162,19	30,89 [0,000]
		-1,2225 [0,002]	-0,2915 [0,155]	-0,0542 [0,092]	-0,0869 [0,992]	2,3115 [0,000]	0,7783 [0,000]	0,27	0,25	152,28	153,58	19,65 [0,000]
6		0,6739 [0,001]	-0,6134 [0,000]	-0,0566 [0,050]				0,10	0,09	171,95	172,60	
		0,1230 [0,715]	-0,4576 [0,016]	-0,0330 [0,275]	-5,2438 [0,538]	0,8577 [0,043]		0,12	0,10	171,13	172,20	5,64 [0,060]
		0,0509 [0,881]	-0,4833 [0,012]	-0,0406 [0,185]	-1,6582 [0,850]	0,7107 [0,102]	0,2902 [0,092]	0,13	0,11	170,71	172,00	2,84 [0,092]
9		0,5892 [0,005]	-0,5430 [0,000]	-0,0619 [0,033]				0,09	0,08	172,15	172,79	
		0,1874 [0,573]	-0,4207 [0,025]	-0,0449 [0,138]	-4,3679 [0,605]	0,6176 [0,132]		0,10	0,08	172,68	173,74	2,94 [0,230]
		0,1859 [0,579]	-0,4211 [0,025]	-0,0451 [0,141]	-4,2975 [0,623]	0,6147 [0,145]	0,0054 [0,975]	0,10	0,08	173,68	174,95	0,00 [0,975]
12		0,4385 [0,035]	-0,4325 [0,001]	-0,0783 [0,008]				0,08	0,06	172,11	172,74	
		0,2979 [0,363]	-0,3487 [0,059]	-0,0734 [0,017]	-4,5943 [0,586]	0,1851 [0,639]		0,08	0,06	173,88	174,93	0,46 [0,795]
		0,3768 [0,255]	-0,3339 [0,071]	-0,0680 [0,028]	-8,1118 [0,359]	0,3159 [0,437]	-0,2546 [0,148]	0,08	0,06	173,84	175,10	2,08 [0,149]

Estimointiajanjakso: 2/1988–12/2010.

Japanin selitysasteet jäivät kuitenkin poikkeuksellisen alhaisiksi muihin maihin verrattuna. Selitysasteella mitattuna parhaiten toimii kaavan (3.20) mukainen malli lyhyissä kolmen kuukauden ennustuksissa. Tällöin selitysaste nousee 0,27:ään ja korjattu selitysaste 0,25:een. Pääsyynä heikompiin selitysasteisiin on luultavasti korkoeron muita maita heikompi ennustuskäytävyys.

Taulukosta 10 voidaan nähdä, kuinka Ranskassa Yhdysvaltojen tapaan volatiliteettimuuttujat tuovat LR-testisuurella mitattuna tilastollisesti merkitsevää lisäarvoa ennustuksiin kaikilla ennustepituuksilla. Yhdysvaltojen tuloksista poiketen korkovolatiliteetti on Ranskassa kuitenkin etumerkiltään teorian vastaista. Tästä huolimatta se eroaa kolmea kuukautta pidemmällä ennustepituuksilla hyvin selvästi tilastollisesti merkitsevästi nolasta. Kahdentoista kuukauden ennustusiiveellä korkovolatiliteetti haastaa jopa korkoeron yksittäisenä merkittävimpänä tulevia

taantumakuukausia selittävänä muuttujana. Korkovolatiliteetin teorian vastainen etumerkki voisi mahdollisesti selittyä sillä, että Ranskassa taantumamat ovat alkaneet keskimäärin muita hieman jäljessä, mutta korkomarkkinat ovat käyttäytyneet muiden maiden tavoin.

TAULUKKO 10. Ranskan otoksen sisäiset estimointitulokset.

FR	k	α_0	SP	SR	Vol3mth	VolSR	R_{t-8}	R^2	Adj. R^2	AIC	BIC	LR
3		-0,7752 [0,000]	-0,5273 [0,000]	-0,1642 [0,000]				0,24	0,23	87,49	88,11	
		-1,9556 [0,000]	-0,7849 [0,000]	-0,0717 [0,134]	-4,4323 [0,159]	3,0719 [0,000]		0,37	0,35	73,80	74,84	31,37 [0,000]
		-1,9556 [0,000]	-0,7870 [0,000]	-0,0713 [0,137]	-4,1582 [0,208]	3,0764 [0,000]	-0,0862 [0,812]	0,37	0,35	74,77	76,02	0,05 [0,820]
6		-0,7483 [0,000]	-0,4469 [0,000]	-0,0753 [0,071]				0,17	0,16	96,23	96,85	
		-1,1157 [0,000]	-0,7266 [0,000]	-0,0196 [0,661]	-11,3402 [0,002]	1,9785 [0,000]		0,25	0,24	87,68	88,71	21,11 [0,000]
		-1,1388 [0,000]	-0,7481 [0,000]	-0,0149 [0,741]	-8,4021 [0,023]	2,0208 [0,000]	-0,7796 [0,063]	0,27	0,25	86,86	88,09	3,63 [0,057]
9		-0,7779 [0,000]	-0,3568 [0,000]	-0,0770 [0,058]				0,12	0,11	102,18	102,79	
		-0,6274 [0,025]	-0,5703 [0,000]	-0,0528 [0,231]	-11,1583 [0,005]	0,7982 [0,146]		0,17	0,15	98,16	99,18	12,05 [0,002]
		-0,6508 [0,024]	-0,6195 [0,000]	-0,0435 [0,334]	-6,8427 [0,059]	0,8689 [0,122]	-1,3515 [0,007]	0,20	0,18	94,39	95,61	9,54 [0,002]
12		-0,7794 [0,000]	-0,3303 [0,000]	-0,0517 [0,199]				0,10	0,09	104,46	105,06	
		0,0943 [0,768]	-0,6594 [0,000]	-0,0568 [0,222]	-21,1743 [0,000]	-0,1062 [0,863]		0,19	0,17	94,70	95,70	23,52 [0,000]

Estimointiajanjakso: 1/1989–12/2010.

Osakevolatiliteetin nähdään taulukosta 10 käyttäytyvän Ranskassa muiden maiden tavoin ja se tuo selkeää lisäarvoa lyhyempiin kolmen ja kuuden kuukauden taantumaennusteisiin. Myös Ranskassa osakevolatiliteetin nähdään kääntyvän Yhdysvaltojen tavoin etumerkiltään teorian vastaiseksi, mutta vasta 12 kuukauden ennustepituudella. Muista maista poiketen Ranskassa viivästetty taantumamuuttuja ei tuo LR-testisuureella mitattuna tilastollisesti merkitsevää lisäarvoa muilla kuin yhdeksän kuukauden ennustepituudella. Saksan ja Japanin tavoin korkein selitysaste saavutetaan lyhyissä kolmen kuukauden ennusteissa. Kaavan (3.19) mukainen malli saavuttaa parhaat tulokset, jolloin selitysaste nousee 0,37:ään ja korjattu selitysaste 0,35:een.

Iso-Britannian otoksen sisäiset estimointitulokset on koottu taulukkoon 11. Tuloksista nähdään, kuinka USA:n ja Ranskan tavoin volatiliteettimuuttujat tuovat tilastollisesti merkitsevää lisäarvoa ennustuksiin kaikilla viivepituuksilla. Pääosin tämä on osakevolatiliteetin ansiota, sillä korkovolatiliteetti ei poikkea tilastollisesti merkitsevästi nolasta millään ennustepituudella.

Yhdysvaltojen tavoin se on kuitenkin etumerkiltään teorian mukainen. Sen havaitaan hieman yllättäen vaihtavan etumerkkiään, jos viivästetty taantumamuuttuja otetaan malliin mukaan. Iso-Britannian pienempi taantumien määrä voisi selittää muuttujan etumerkin herkkyyden.

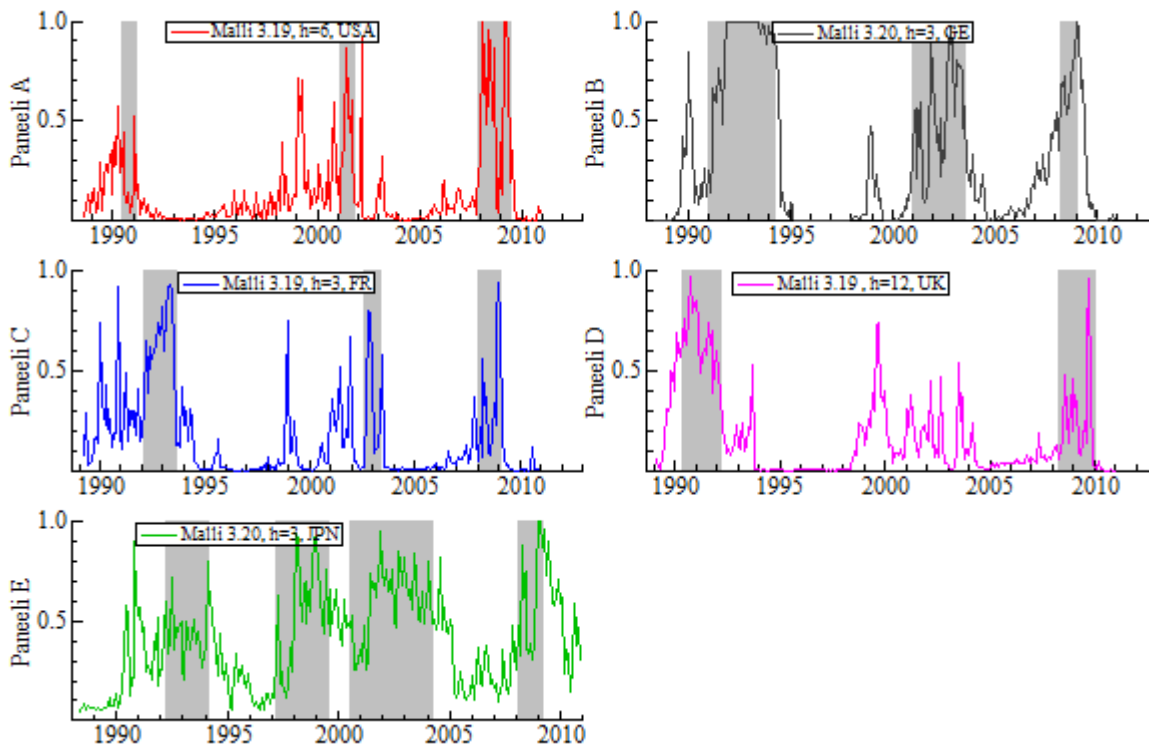
TAULUKKO 11. Iso-Britannian otoksen sisäiset estimointitulokset.

UK	k	α_0	SP	SR	Vol3mth	VolSR	R_{t-8}	R^2	Adj. R^2	AIC	BIC	LR
3		-0,9661 [0,000]	-0,0877 [0,087]	-0,0434 [0,368]				0,02	0,00	121,28	121,93	
		-1,8012 [0,000]	-0,0943 [0,084]	0,0104 [0,838]	4,0972 [0,138]	1,9042 [0,000]		0,08	0,06	114,77	115,86	17,01 [0,000]
		-2,3613 [0,000]	-0,3075 [0,000]	0,0058 [0,914]	-2,5677 [0,457]	2,5693 [0,000]	1,9234 [0,000]	0,27	0,25	90,88	92,18	49,78 [0,000]
6		-0,9729 [0,000]	-0,1914 [0,000]	-0,0598 [0,221]				0,06	0,05	114,78	115,43	
		-1,9222 [0,000]	-0,2203 [0,000]	0,0089 [0,865]	2,9671 [0,294]	2,2544 [0,000]		0,14	0,12	106,66	107,73	20,25 [0,000]
		-2,3802 [0,000]	-0,3938 [0,000]	0,0112 [0,834]	-3,1434 [0,365]	2,8826 [0,000]	1,5862 [0,000]	0,25	0,23	92,57	93,86	30,18 [0,000]
9		-1,0275 [0,000]	-0,3274 [0,000]	-0,1061 [0,037]				0,15	0,14	102,62	103,26	
		-2,2617 [0,000]	-0,4018 [0,000]	-0,0242 [0,660]	3,0278 [0,313]	2,8431 [0,000]		0,25	0,24	91,12	92,19	27,00 [0,000]
		-2,5678 [0,000]	-0,5088 [0,000]	-0,0203 [0,713]	-1,1680 [0,738]	3,3099 [0,000]	1,0770 [0,001]	0,30	0,28	86,49	87,77	11,26 [0,001]
12		-1,1417 [0,000]	-0,4919 [0,000]	-0,1197 [0,026]				0,25	0,24	89,41	90,04	
		-2,3010 [0,000]	-0,5712 [0,000]	-0,0379 [0,513]	3,5186 [0,260]	2,5507 [0,000]		0,33	0,32	81,02	82,07	20,77 [0,000]
		-2,2855 [0,000]	-0,5663 [0,000]	-0,0384 [0,508]	3,8456 [0,254]	2,5214 [0,000]	-0,0922 [0,806]	0,33	0,32	81,99	83,25	0,06 [0,807]

Estimointiajanjakso 2/1988–12/2010.

LR-testisuureella tarkasteltuna viivästetty taantumamuuttuja tuo Iso-Britannian tapauksessa merkitsevää lisäarvoa aina yhdeksän kuukauden ennustepituuteen saakka. Yhdysvaltojen tavoin korkoeron ennustuskkyky näyttäisi kasvavan selvästi ennustepituuden kasvaessa, mikä muodostaa toisen selkeän yhteyden angloamerikkalaisten maiden tulosten välille. Muissa tarkastelun kohteena olevissa maissa ennustuskyyyn havaittiin heikkenevän tai pysyvän ennallaan ennustepituuden kasvaessa. Iso-Britanniassa parhaimmat ennusteet saadaan kaavan (3.19) mukaisella mallilla ennusteviiveen ollessa 12 kuukautta. Iso-Britanniassa osakevolatiliteetti tuo lisäarvoa huomattavasti pidempiin ennusteisiin kuin muissa tarkastelun kohteena olevissa maissa.

Havainnollistetaan vielä kunkin maan otoksen sisäisiä estimointituloksia graafisesti. Kuvioon 7 on koottu selitysteiden ja informaatiokriteereiden perusteella valittujen parhaiden mallien tuottamat otoksen sisäiset taantumadennäköisyysennusteet eri maittain. Havainnollisuuden vuoksi maiden todelliset taantumajaksot on värjätty harmaalla.



KUVIO 7. Parhaiden mallien antamat taantumaennusteet ja toteutuneet taantumajaksot eri maittain.

Kuviosta 7 nähdään, että käytettyjen korko- ja osakemarkkinamuuttujien avulla on saatu erittäin vahvoja taantumaennusteita. Rauhallisina aikoina taantumatomennäköisyydet ovat pysytelleet hyvin alhaisella tasolla ja taantumajaksojen aikaan on havaittavissa hyvin korkeita ennustettuja taantumatomennäköisyyksiä. Mallit antavat kuitenkin myös ajoittaisia virhesignaaleja. Eräs selkeä miltei kaikille yhteinen virhesignaali ajoittuu vuoden 1998 Venäjän kriisin aikoihin. Tuolloin taantumatomennäköisyys nousi monessa maassa 0,5:een tai sen yli, mitä voidaan pitää selkeänä virhesignaalina. Iso-Britanniassa (Paneeli D) nähdään selkeä virhesignaali myös IT-kuplan puhkeamisen aikoihin, kun maan talous ei ajautunutkaan taantumaan muiden maiden tavoin. Myös 1990-luvun alkupäässä on monen maan kuviosta havaittavissa melko suurta taantumatomennäköisyyksien vaihtelua.

Taantumatomennäköisyydet vaihtelevat myös jonkin verran itse taantumajaksojen aikana. Tämä voi aiheutua esimerkiksi siitä, että volatilitteettimuuttujat tyypillisesti vaihtelevat melko voimakkaasti taantumien aikana ja kaikkien maiden kohdalla parhaat otoksen sisäiset estimointitulokset saatiin hyödyntämällä juuri rahoitusmarkkinoiden volatilitteetti-informaatiota.

Saksassa (Paneeli B) ja Japanissa (Paneeli E) parhaissa malleissa on hyödynnetty volatiliteettimuuttujien lisäksi myös viivästettyä taantumamuuttujaa. Japanin aikasarjakuviossa näkyy melko voimakkaasti niin sanottu menetetty vuosikymmen, eivätkä taantumadennäköisyydet pääse kyseisellä ajanjaksolla rauhoittumaan moneenkaan otteeseen.

3.3.2 Finanssikriisin ennustaminen otoksen ulkopuolisten ennustustarkasteluiden avulla

Estrella ja Mishkin (1998, 2) esittävät, että otoksen sisäisiä estimointituloksia voidaan aina parantaa lisäämällä malliin uusia muuttujia, mutta heidän mukaansa tämä ei välttämättä päde otoksen ulkopuolisiin ennustustarkasteluihin (Out of sample). Otoksen ulkopuolisissa tarkasteluissa pyritään keinotekoisesti mallintamaan todellista ennustustilannetta. Näissä ennusteissa käytetään vain ennustehetkellä käytettävissä olevaa informaatiota ja muodostetaan tämän informaation pohjalta ennusteet kolmen, kuuden, yhdeksän ja kahdentoista kuukauden päähän. Lopuksi verrataan näitä mallien pohjalta tehtyjä ennusteita toteutuneisiin taantumajaksoihin ja saadaan oikeampi kuva mallien todellisesta ennustuskyvystä. Lisätään aiemmin otoksen sisäisissä estimoinneissa käytettyjen mallien joukkoon vielä seuraava malli:

$$P(R_{t+k}) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 * SP_t + \alpha_2 * SR_t + \alpha_3 * R_{t-8}). \quad (3.21)$$

Näin on helpompaa erotella johtuuko mahdollinen ennustuskyvyn parantuminen volatiliteettimuuttujista vai dynaamisesta taantumamuuttujasta.

Estimoidaan aluksi mallit joulukuulle 2003 saakka. Joulukuun 2003 markkinainformaation ja saatujen estimaattien avulla muodostetaan kolmen kuukauden ennusteet huhtikuulle 2004, kuuden kuukauden ennusteet heinäkuulle 2004 ja niin edelleen. Tämän jälkeen estimoidaan malli tammikuulle 2004 saakka ja muodostetaan jälleen estimaattien ja markkinainformaation pohjalta ennusteet kolmen, kuuden, yhdeksän ja kahdentoista kuukauden päähän. Näin jatketaan niin pitkään kunnes on saatu ennusteet vuoden 2010 loppuun saakka. Mallien keskinäistä paremmuutta verrataan kappaleessa 3.1.2 esitellyn QPS-tunnusluvun avulla. Tunnusluvun arvot vaihtelevat nollan ja kahden välillä. Mitä lähempänä nollaa tunnusluvun arvo on, sitä parempi.

Tämän lisäksi mallien kykyä ennustaa taantumajaksoja havainnollistetaan myöhemmin ristiintaulukoiden ja näiden pohjalta lasketun Fisherin eksaktin testin avulla.

Otoksen ulkopuolisissa ennustustarkasteluissa joudutaan siis käyttämään pienempää otoskokoa kuin perinteisissä otoksen sisäisissä estimoinneissa. Iso-Britannian tapauksessa valittua otoksen ulkopuolisen estimoinnin ajanjaksoa edeltää vain yksi taantuma. Tästä syystä estimaatit eivät saa riittävästi voimaa taakseen, joten Iso-Britannian otoksen ulkopuoliset ennustetulokset on raportoitu liitteissä (LIITE 3). Aiemmin otoksen sisäisten estimointien yhteydessä käsitelty Yhdysvaltojen separoitumisongelma kärjistyy nyt otoskoon pienentyessä. Tämän vuoksi dynaamisen taantumamuuttujan käyttö Yhdysvaltain otoksen ulkopuolisissa estimoinneissa ei ole lainkaan mahdollista. Ranskassa separoitumisongelmaa esiintyy yhä vain vuoden ennustepituudella.

Taulukkoon 12 on koottu neljän erilaisen mallin tuottamat QPS-tunnusluvut eri maittain. Havainnollisuuden vuoksi kunkin viivepituuden paras malli on esitetty vihreällä taustalla. Tällöin erilaisten lisämuuttujien kykyä parantaa todellisia taantumaennusteita on helpompi arvioida.

TAULUKKO 12. Out of sample –tarkasteluissa saadut QPS-tunnusluvut eri maittain.

USA					GE				
k	EM	EMV	EMR	EMVR	k	EM	EMV	EMR	EMVR
3	0,3736	0,2184			3	0,2270	0,2102	0,2095	0,2068
6	0,4267	0,2564			6	0,2541	0,2757	0,2389	0,2659
9	0,4754	0,4664			9	0,2913	0,3192	0,2719	0,3078
12	0,3684	0,3724			12	0,3523	0,3905	0,3524	0,3989
JPN					FR				
k	EM	EMV	EMR	EMVR	k	EM	EMV	EMR	EMVR
3	0,5292	0,6048	0,5497	0,5799	3	0,2184	0,2059	0,2197	0,2058
6	0,5671	0,7191	0,6071	0,7242	6	0,2490	0,2424	0,2401	0,2336
9	0,5774	0,7649	0,6104	0,8032	9	0,2697	0,2545	0,2521	0,2444
12	0,5774	0,7989	0,5992	0,8764	12	0,2823	0,2620		

EM tarkoittaa mallia, jossa on mukana vain korkoero ja osaketuotot. EMV on lyhenne mallille, jossa ovat korkoeron ja osaketuottojen lisäksi myös volatiliiteettimuuttujat mukana. EMR ja EMVR kuvastaa edellä mainittuja malleja, joihin on lisätty vielä viivästetty taantumamuuttuja mukaan selittäjäksi.

Taulukon 12 tuloksista nähdään, että Yhdysvalloissa volatiliteettimuuttajat tuovat selkeää lisäarvoa myös otoksen ulkopuoliseen ennustamiseen. Lukuun ottamatta pitkiä kahdentoista kuukauden ennusteita, volatiliteettimuuttajat sisältävä malli kykenee tuottamaan parempia ennusteita kuin pelkät korkoero ja osaketuotot. Lyhyillä kolmen ja kuuden kuukauden ennustepituuksilla volatiliteettimuuttajien tuoma parannus ennusteisiin on ollut lisäksi varsin huomattavaa.

Saksassa otoksen ulkopuoliset ennusteet paranevat volatiliteettimuuttajien myötä vain kolmen kuukauden ennusteilla. Viivästetty taantumamuuttaja sen sijaan näyttäisi toimivan melko hyvin, kuten taulukosta 12 voidaan havaita. Sen lisääminen malliin tuo selkeää parannusta kaikilla muilla paitsi 12 kuukauden ennusteilla. Ennustepituuden kasvaessa yli kolmen kuukauden näyttäisi Saksan tapauksessa perinteinen korkoeron ja osaketuotot sisältävä malli tai sen dynaaminen laajennus tuottavan parhaat otoksen ulkopuoliset ennusteet.

Japanissa otoksen ulkopuoliset estimointitulokset poikkeavat kaikista selvimmin aiemmin saaduista otoksen sisäisistä tuloksista. Otoksen sisäisten estimointitulosten mukaan volatiliteettimuuttajat toisivat lisäarvoa lyhyisiin kolmen ja mahdollisesti kuuden kuukauden ennusteisiin. Taulukosta 12 kuitenkin nähdään, että valitulla tarkastelujaksolla volatiliteettimuuttajat eivät ole kyenneet tuomaan parannusta ennusteisiin millään ennustepituudella. Sama pätee myös viivästettyyn taantumamuuttajaan, jonka myös havaittiin tuovan lisäarvoa otoksen sisäisiin ennusteisiin kaikista lyhyimmillä ennustepituuksilla. Japanissa selvästi parhaat ennusteet kaikilla ennustepituuksilla on tuottanut perinteinen korkoeron ja osaketuotot sisältävä malli. Tämän lisäksi ero muihin malleihin QPS:llä mitattuna on ollut melko suuri.

Ranskassa otoksen sisäisten- ja ulkopuolisten ennustetuloksien havaitaan poikkeavan eniten viivästetyn taantumamuuttujan osalta. Otoksen sisäisissä ennusteissa dynaaminen taantumamuuttaja toi lisäarvoa ennusteisiin LR-suureella mitattuna vain yhdeksän kuukauden ennustepituudella. Taulukosta 12 kuitenkin nähdään, että kyseisellä tarkastelujaksolla parhaat mallit ovat aina sisältäneet viivästetyn taantumamuuttujan, jos sen käyttö on ollut mahdollista. Volatiliteettimuuttajien osalta tulokset ovat yhtenäisemmät. Näiden käyttö on parantanut

ennusteita kaikilla ennustepituuksilla aivan niin kuin otoksen sisäiset tuloksetkin antoivat ymmärtää.

Havainnollistavampi kuva eri mallien tuottamasta todellisesta taantumien ennustuskyvystä saadaan tarkastelemalla ristiintaulukoita, joista selviää oikeiden ja väärin ennusteiden osuudet. Ristiintaulukoiden avulla voidaan myös erotella mahdollisen virhesignaalin tyyppi, eli onko malli antanut virheelliseen taantumaindikaation, vai onko taantumaindikaatio puolestaan jäänyt virheellisesti antamatta. Probit-mallin avulla saadaan todennäköisyys sille, että halutun ennustepituuden kuluttua talous ajautuu taantumaan. Tästä syystä on asetettava todennäköisyydelle jotkut tietyt raja-arvot, joiden ylittyessä voidaan todeta mallin antaneen taantumaindikaation. Yleisimmin käytettyjä ovat 25 ja 50 prosentin raja-arvot, joista aiempi kuvastaa heikkoa ja jälkimmäinen vahvaa taantumaindikaatiota. Näitä raja-arvoja ovat käyttäneet esimerkiksi Boulier ja Steckler (2000) sekä Annaert, De Ceuster ja Valckx (2002). Tulosten helpon vertailtavuuden vuoksi on päädytty käyttämään samoja raja-arvoja.

Taulukkoon 13 on koottu Yhdysvaltojen eri mallien tuottamat oikeat ja väärät ennusteet. Näitä on havainnollistettu esittämällä ne 2x2 ristiintaulukon muodossa. Helpon luettavuuden vuoksi kunkin ennustepituuden paras malli osumatarkkuudella eli hit ratella mitattuna on esitetty vihreällä taustalla. Tämä mahdollistaa maakohtaisesti parhaan mallin lisäksi myös sopivimman todennäköisyysrajan vertailun. Mallien, joiden ennustuskky on Fisherin eksaktilla testillä mitattuna tilastollisesti merkitsevää yhden prosentin riskitasolla tarkasteltuna, arvot on lihavoitu. Tarkat osumatarkkuudet löytyvät liitteestä 4 ja Fisherin testin tarkat p-arvot liitteestä 5.

TAULUKKO 13. USA:n otoksen ulkopuoliset ennusteet ja toteutuneet taantumakuukaudet.

USA										
k			E M		E M V		E M R		E M VR	
			R=0	R=1	R=0	R=1	R=0	R=1	R=0	R=1
3	25%:n raja	E(R=0)	61	16	60	8				
		E(R=1)	1	3	2	11				
	50%:n raja	E(R=0)	62	19	62	15				
		E(R=1)	0	0	0	4				
6	25%:n raja	E(R=0)	45	17	56	8				
		E(R=1)	14	2	3	11				
	50%:n raja	E(R=0)	59	19	59	14				
		E(R=1)	0	0	0	5				
9	25%:n raja	E(R=0)	43	14	41	8				
		E(R=1)	13	5	15	11				
	50%:n raja	E(R=0)	48	16	44	13				
		E(R=1)	8	3	12	6				
12	25%:n raja	E(R=0)	43	11	42	9				
		E(R=1)	10	8	11	10				
	50%:n raja	E(R=0)	48	12	46	11				
		E(R=1)	5	7	7	8				

R=0 ja R=1 kuvastavat toteutuneita ei-taantuma- ja taantumajaksoja. E(R=0) ja E(R=1) ovat mallien antamia ennusteita.

Taulukosta 13 nähdään, että Yhdysvaltojen otoksen ulkopuolisesta ennustuskyvystä saadaan varsin samanlainen kuva niin aiemmin esitetyn QPS-tunnusluvun kuin ristiintaulukoidenkin perusteella tarkasteltuna. Kolmen ja kuuden kuukauden ennustepituuksilla volatilitteettimuuttujat sisältävä malli osoittaa Fisherin eksaktilla testillä mitattuna tilastollisesti merkitsevää ennustuskävykyä. Liitteen 4 taulukosta nähdään, että alhaisemmalla todennäköisyysraja-arvolla näillä ennustepituuksilla ennusteiden osumatarkkuus nousee lähes 90 prosenttiin ja virheellisten taantumasignaalien määrä jää vain muutamaan kappaleeseen. Kaikilla ennustepituuksilla tämä alhaisempi 25 prosentin taantumaraja-arvo näyttäisi toimivan selkeästi paremmin. Taantumatomennäköisyydet ovat siis Yhdysvalloissa pysytelleet melko rauhallisella tasolla.

Taulukosta 14 havaitaan, että osumatarkkuudella tarkasteltuna Saksan tapauksessa parhaat otoksen ulkopuoliset taantumaennusteet antava malli on vaihdellut jonkin verran eri ennustepituuksilla. Ristiintaulukoiden perusteella dynaamisen taantumamuuttujan sisältämät mallit ovat kyenneet päihittämään selvästi ei-dynaamiset mallit ainoastaan yhdeksän kuukauden ennustepituudella. Tämä havainto poikkeaa huomattavasti QPS-tunnusluvun pohjalta tehdyistä havainnoista, joiden mukaan likimain kaikilla ennusteviiveillä malliin kannattaisi sisällyttää myös dynaaminen taantumamuuttuja. Dynaamisen taantumamuuttujan heikompi ennustuskky finanssikriisin tapauksessa selittyy luultavasti sillä, että finanssikriisin aiheuttama taantuma oli Saksassa huomattavasti aiempia lyhyempi.

TAULUKKO 14. Saksan otoksen ulkopuoliset ennusteet ja toteutuneet taantumakuukaudet.

GE										
k			E M		E M V		E M R		E M V R	
			R=0	R=1	R=0	R=1	R=0	R=1	R=0	R=1
3	25%:n raja	E(R=0)	37	0	41	0	53	0	56	0
		E(R=1)	34	10	27	10	18	10	15	10
	50%:n raja	E(R=0)	61	0	63	0	63	3	64	3
		E(R=1)	10	10	8	10	8	7	7	7
6	25%:n raja	E(R=0)	38	0	40	0	48	0	48	0
		E(R=1)	30	10	28	10	20	10	20	10
	50%:n raja	E(R=0)	58	0	55	0	58	3	58	3
		E(R=1)	10	10	13	10	10	7	10	7
9	25%:n raja	E(R=0)	34	0	30	0	39	0	34	0
		E(R=1)	31	10	35	10	26	10	31	10
	50%:n raja	E(R=0)	53	1	52	1	55	1	51	1
		E(R=1)	12	9	13	9	10	9	14	9
12	25%:n raja	E(R=0)	28	0	26	0	36	0	38	0
		E(R=1)	34	10	36	10	26	10	24	10
	50%:n raja	E(R=0)	48	4	48	3	48	4	48	3
		E(R=1)	14	6	14	7	14	6	14	7

R=0 ja R=1 kuvastavat toteutuneita ei-taantuma- ja taantumajaksoja. E(R=0) ja E(R=1) ovat mallien antamia ennusteita.

Lyhyissä kolmen kuukauden ennustuksissa volatiliteettimuuttujat huomioiva malli tuottaa Saksassa parhaat ennusteet aivan niin kuin otoksen sisäiset estimointitulokset antoivat odottaa. Nyt ristiintaulukoiden perusteella myös pitkiin 12 kuukauden ennusteisiin kannattaisi ottaa volatiliteettimuuttujat mukaan. Yhdysvaltoihin verrattuna Saksassa tilastollisesti merkitsevää ennustuskykyä osoittavat useammat eri mallit ja myös yhdeksän ja kahdentoista kuukauden ennustepituuksilla. Eri mallien nähdäänkin tuottavan suunnilleen saman verran oikeita taantumaindikaatioita ja parhaan mallin ratkaisee pienin virhesignaalien lukumäärä. Pääosin mallit ovat kyenneet ennustamaan kaikki taantumakuukaudet oikein ja virhesignaalien määrä on ollut korkeammalla todennäköisyysrajalla noin kymmenen ja viidentoista prosentin välillä riippuen ennustuspituudesta. Saksassa, toisin kuin Yhdysvalloissa, korkeampi 50 prosentin todennäköisyysraja-arvo on toiminut huomattavasti paremmin.

Japanin otoksen ulkopuolisten ennusteiden pohjalta laaditut ristiintaulukot on esitelty taulukossa 15. Japanin tapauksessa otoksen ulkopuolisten ennusteiden tulokset poikkeavat melko paljon QPS-tunnusluvun avulla tarkastelluista vastaavista. QPS:n pohjalta tehdyissä havainnoissa yksinkertaisin korkoeron ja osaketuotot sisältävä malli tuotti parhaat tulokset kaikilla ennustepituuksilla. Ristiintaulukot ja niiden pohjalta laskettu osumatarkkuus suosivat myös dynaamisen taantumamuuttujan lisäämistä mukaan estimointiyhtälöön ainakin kolmen ja kuuden kuukauden päähän tehtävissä ennustuksissa. Volatiliteettimuuttujat parantavat ennusteita yksinkertaisimpaan malliin verrattuna lyhyimmillä ennustuspituuksilla, aivan kuten otoksen sisäiset estimointitulokset antoivat olettaa. Dynaamisen taantumamuuttujan lisääminen malliin kuitenkin kumoaa tämän havainnon.

TAULUKKO 15. Japanin otoksen ulkopuoliset ennusteet ja toteutuneet taantumakuukaudet.

JPN

k	E M				E M V		E M R		E M V R	
			R=0	R=1	R=0	R=1	R=0	R=1	R=0	R=1
3	25%:n raja	E(R=0)	0	0	2	0	5	0	16	1
		E(R=1)	66	15	64	15	61	15	50	14
	50%:n raja	E(R=0)	20	0	25	1	40	9	36	8
		E(R=1)	46	15	41	14	26	6	30	7
6	25%:n raja	E(R=0)	0	0	1	0	0	0	2	0
		E(R=1)	64	14	63	14	64	14	62	14
	50%:n raja	E(R=0)	18	0	18	2	27	6	23	6
		E(R=1)	46	14	46	12	37	8	41	8
9	25%:n raja	E(R=0)	0	0	1	0	0	0	1	0
		E(R=1)	61	14	60	14	61	14	60	14
	50%:n raja	E(R=0)	16	0	14	4	17	3	10	5
		E(R=1)	45	14	47	10	44	11	51	9
12	25%:n raja	E(R=0)	0	0	0	0	0	0	0	0
		E(R=1)	58	14	58	14	58	14	58	14
	50%:n raja	E(R=0)	18	1	8	6	16	0	7	4
		E(R=1)	40	13	50	8	42	14	51	10

R=0 ja R=1 kuvastavat toteutuneita ei-taantuma- ja taantumajaksoja. E(R=0) ja E(R=1) ovat mallien antamia ennusteita.

Saksan tavoin 50 prosentin todennäköisyysraja-arvo näyttäisi toimivan huomattavasti paremmin Japanin taantumaennustuksissa. Myös Japanin tapauksessa virheellisten taantumaindikaatioiden lukumäärä ratkaisee parhaan mallin. Kuitenkin Saksan tuloksista poiketen Japanissa virhesignaalien lukumäärä on huomattavasti suurempi, eikä tilastollisesti merkitsevää ennustuskyykyä ole havaittavissa millään ennustuspituudella. Myös näissä tuloksissa on havaittavissa Japanin niin sanottu menetetty vuosikymmen, jonka johdosta taantumatodennäköisyydet eivät pääse rauhoittumaan oikein missään vaiheessa. Japanin tuloksiin voi osaltaan vaikuttaa myös se, että otoksen ulkopuolisen estimoinnin ajanjakso alkaa juuri Japanin aiemman taantumasta vasta päättyttyä.

Taulukosta 16 nähdään, kuinka myös ristiintaulukoiden perusteella tarkasteltuna parhaat ennustetulokset Ranskassa saadaan, kun malliin on sisällytetty volatilititeettimuuttujat mukaan.

Tämä havainto on yhteensopiva niin otosten sisäisten estimointitulosten kuin QPS-tunnusluvulla tarkasteltujen otoksen ulkopuolisten ennusteiden kanssa. Hieman poikkeavuuttakin QPS:llä tarkasteltuihin parhaisiin malleihin on havaittavissa, sillä ristiintaulukoiden perusteella ei ole niin ilmiselvää, kannattaako kaikilla ennustepituuksilla sisällyttää myös dynaaminen taantumamuuttuja mukaan malliin. Näin ei näyttäisi olevan kaikista lyhyimmissä kolmen kuukauden ennusteissa.

TAULUKKO 16. Ranskan otoksen ulkopuoliset ennusteet ja toteutuneet taantumakuukaudet.

FR										
k			E M		E M V		E M R		E M VR	
			R=0	R=1	R=0	R=1	R=0	R=1	R=0	R=1
3	25%:n raja	E(R=0)	68	10	66	7	68	10	66	8
		E(R=1)	0	3	2	6	0	3	2	5
	50%:n raja	E(R=0)	68	13	67	11	68	13	67	11
		E(R=1)	0	0	1	2	0	0	1	2
6	25%:n raja	E(R=0)	64	12	61	8	64	12	62	8
		E(R=1)	1	1	4	5	1	1	3	5
	50%:n raja	E(R=0)	65	13	65	13	65	13	64	13
		E(R=1)	0	0	0	0	0	0	1	0
9	25%:n raja	E(R=0)	60	12	61	12	60	12	59	9
		E(R=1)	2	1	1	1	2	1	3	4
	50%:n raja	E(R=0)	62	13	62	13	62	13	62	13
		E(R=1)	0	0	0	0	0	0	0	0
12	25%:n raja	E(R=0)	59	13	57	12				
		E(R=1)	0	0	2	1				
	50%:n raja	E(R=0)	59	13	59	13				
		E(R=1)	0	0	0	0				

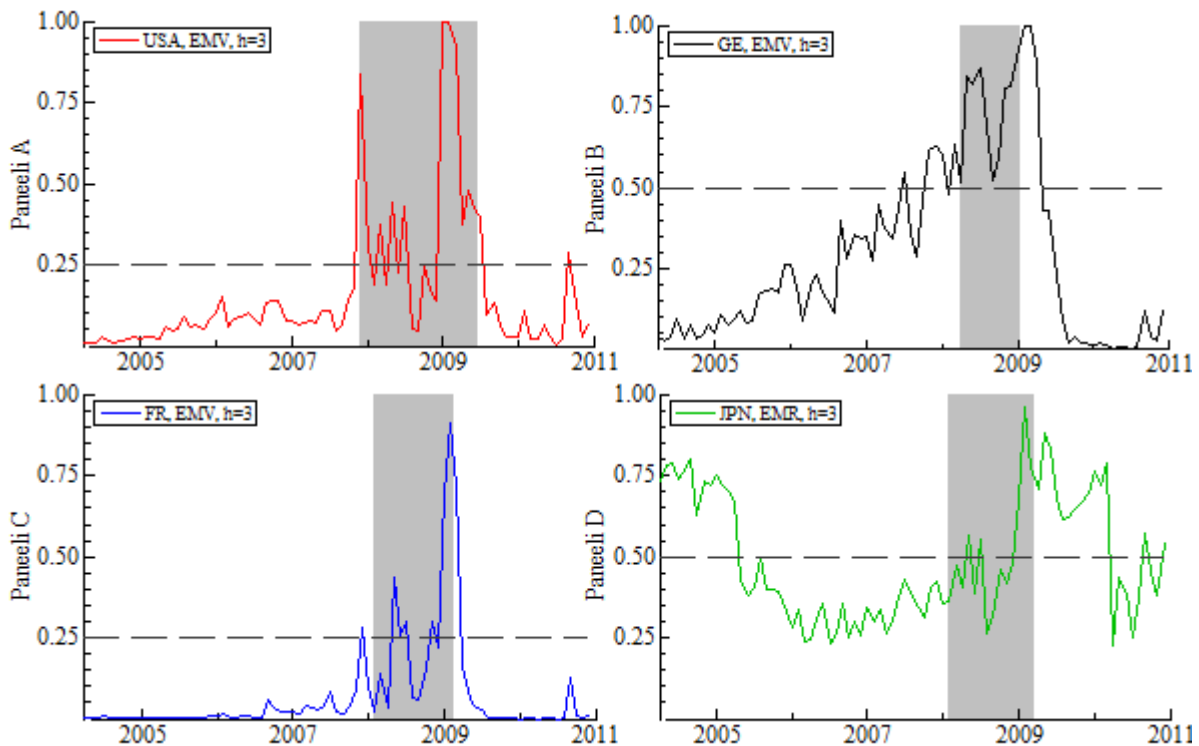
R=0 ja R=1 kuvastavat toteutuneita ei-taantuma- ja taantumajaksoja. E(R=0) ja E(R=1) ovat mallien antamia ennusteita.

Ranskan tuloksista nähdään myös, että lyhyissä kolmen kuukauden ennusteissa yhden prosentin riskitasolla tarkasteltuna tilastollisesti merkitsevää ennustuskyykyä osoittavat kaikki eri mallit. Puolen vuoden päähän tehtävissä ennusteissa ainoastaan volatilititeettimuuttujat sisältävät mallit kykenevät tilastollisesti merkitsevään ennustetarkkuuteen. Malli on kyennyt ennustamaan taantumajaksoista hieman alle puolet ja virhesignaalien lukumäärä on hyvin vähäinen. Ranskassa 25 prosentin todennäköisyysraja-arvolla päästään Yhdysvaltojen tavoin huomattavasti parempiin

ennustustarkkuuksiin kuin korkeammalla 50 prosentin rajalla. Tämä ja vähäinen virheellisten taantumasignaalien lukumäärä antaisi viitteitä siitä, että Ranskassa kenties vieläkin alhaisempi todennäköisyysraja-arvo voisi olla mahdollinen.

Yhdysvalloissa ja Ranskassa taantumakuukausien suhteellinen osuus otoksessa (ks. TAULUKKO 5) on ollut huomattavasti alhaisempi kuin Saksassa ja Japanissa. Se, että tämä alempi todennäköisyysraja-arvo toimii paremmin juuri Ranskassa ja Yhdysvalloissa, tukee Duekerin (2002) esittämää teoriaa, jonka mukaan alhaisemman suhteellisen taantumaosuuden omaavissa maissa tulisi käyttää alhaisempaa todennäköisyysraja-arvoa. Myös Saksan ja Japanin tapauksessa Duekerin teoria pätee, sillä siellä puolestaan korkeampi todennäköisyysraja-arvo toimii huomattavasti paremmin.

Havainnollisuuden vuoksi esitetään vielä kunkin maan parhaiden mallien tuottamien ennusteiden aikasarjakuviot, kuten tehtiin otosten sisäisten estimointien yhteydessä. Kolmen kuukauden ennusteet on esitetty kuviossa 8. Kuviossa on esitetty ennusteiden osumatarkkuuden eli hit raten perusteella parhaat otoksen ulkopuoliset ennusteet tuottavan mallin aikasarjakuviot eri maittain. Liitteestä 6 löytyy myös kuuden kuukauden päähän annettujen taantumaennusteiden aikasarjakuviot eri maittain.



KUVIO 8. Maiden otoksen ulkopuoliset taantumaennusteet, $h=3$.

Kuvion 8 aikasarjakuvioiden perusteella saadaan parempi havainto siitä, millaisia taantumatodennäköisyyksiä mallit ovat ennustaneet kyseisille kuukausille. Kuvioista nähdään myös, kuinka asetetut todennäköisyysrajat toimivat. Selkeästi paremmin toimiva todennäköisyysraja eri maittain on esitetty katkoviivalla.

Muiden maiden paitsi Japanin (Paneeli D) osalta voidaan kuviosta 8 nähdä, kuinka todennäköisyydet selkeästi kasvavat taantuman lähestyessä. Japanin tapauksessa nähdään, että siellä aiempi taantumajakso todennäköisesti vaikuttaa hieman tuloksiin, koska taantumatodennäköisyydet eivät pääse kuin hetkeksi rauhoittumaan alhaiselle tasolle. Japanissakin taantumatodennäköisyydet kyllä kasvavat kohti taantumaa, mutta taantuman alkua malli ei kykene lainkaan ennustamaan. Yhdysvalloissa (Paneeli A), Saksassa (Paneeli B) ja Ranskassa (Paneeli C) sen sijaan myös taantuman alku tulee selkeästi ennustettua.

Yhdysvaltojen taantumatodennäköisyyksissä esiintyy jonkin verran vaihtelua taantuman aikana. Tämä johtuu todennäköisesti korkoeron heikentyneestä ennustuskyvystä ja volatiliteettimuuttujien suuresta roolista Yhdysvaltojen taantumaennusteissa.

Volatiliteettimuuttujien on usein todettu kasvavan juuri taantumien aikana. Selityksenä tälle on usein esitetty esimerkiksi Behavioral finance -kirjallisuudesta tuttua massahysteriailmiötä, jonka mukaisesti ihmiset epävarmuuden kasvaessa ryntäävät suurina joukkoina myymään omistamiaan arvopapereita. Koska volatiliteettimuuttajat ovat hyvin suuressa roolissa Yhdysvaltojen taantumaennusteissa, niin nämä myyntien aiheuttamat volatiliteettihiipit todennäköisesti saavat aikaan havaitut vaihtelut taantumataodennäköisyyksissä. Sama selitys pätee myös Ranskan aikasarjakuvioista havaittavaan taantumataodennäköisyyksien heilahteluun. Viime aikoina yleistyneet dynaamiset probit-mallit, jotka hyödyntävät esimerkiksi mallin antamia viivästettyjä ennusteita, voisivat olla hyödyllisiä Yhdysvaltojen tapauksessa (ks. esim. Kauppi ja Saikkonen 2005).

Saksan muutama virhesignaali heti taantumien päätyttyä selittyy luultavasti sillä, että Saksassa finanssikriisi kesti aiemmista taantumista poiketen vain kymmenen kuukauden ajan. Ranskan aikasarjakuvioista puolestaan nähdään, että jopa vielä alhaisemman todennäköisyysraja-arvon käyttö olisi mahdollista, sillä ei-taantumajaksojen aikana mallin antamat taantumataodennäköisyydet pysyttelevät hyvin lähellä nollaa. Liitteestä 6 nähdään, että kuvion 8 perusteella tehdyt havainnot pätevät myös kuuden kuukauden ennusteissa.

4 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tässä tutkielmassa on tarkasteltu, kuinka hyvin rahoitusmarkkinoilta saatavan informaation pohjalta kyetään ennustamaan tulevia taantumajaksoja. Yhdysvaltojen, Saksan, Japanin, Ranskan ja Iso-Britannian taantumaennusteet on muodostettu binääristä probit-mallia hyödyntäen. Tuottokäyrän ja osaketuottojen historia taloudellisena indikaattorina on melko pitkä ja useimmissa maissa ne huomioidaankin esimerkiksi erilaisia ennakoivia indeksejä muodostettaessa. Volatiliteettimuuttujien ennustuskyvykkyyttä on sen sijaan tutkittu huomattavasti vähemmän. Näin ollen tutkimuksessa on keskitytty tarkastelemaan volatiliteettimuuttujien roolia taantumaennustuksissa ja kuinka se on mahdollisesti muuttunut rahoitusmarkkinoiden viime vuosikymmenten räjähdysmäisen kasvun myötä.

Otoksen sisäisten estimointitulosten perusteella todetaan, että Yhdysvalloissa volatiliteettimuuttujien rooli on muuttunut hyvin merkittävästi viime vuosikymmeninä. Annaertin, De Ceusterin ja Valckxin (2002) vuodesta 1963 vuoteen 2000 ulottuvalla aineistolla volatiliteettimuuttujat toivat vain hyvin heikkoa tai olematonta lisäarvoa Yhdysvaltojen taantumaennusteisiin LR-testisuureella mitattuna. Viimeisten kolmen taantumien osalta volatiliteettimuuttujat osoittavat Yhdysvalloissa kuitenkin LR-testillä mitattuna hyvin selkeästi tilastollisesti merkitsevää lisäarvoa kaikilla ennustuspituuksilla. Tämä tukee Fornarin ja Melen (2009) havaintoa, jonka mukaan osakevolatiliteetin ennustuskyky on voimistunut Yhdysvalloissa viimeisen 25 vuoden aikana.

Erityisesti korkovolatiliteetti on viime aikoina noussut Yhdysvalloissa hyvin merkittäväksi selittäjäksi ja se osoittaaakin tilastollisesti merkitsevää taantumien ennustuskykyä kaikilla ennusteviiveillä. Selitysprosentit ovat molemmissa tutkimuksissa noin 30 prosentin luokkaa. Tutkimus tukee melko yleisesti hyväksyttyä havaintoa siitä, että korkoeron ennustuskyky on heikentynyt Yhdysvalloissa 1980-luvun puolivälistä lähtien. Erityisesti lyhyillä alle vuoden ennustepituuksilla korkoeron selityskyky on heikentynyt huomattavasti. Myös Estrellan ja Mishkinin (1998) saamat selitysasteet ovat samaa luokkaa, joten volatiliteetin voidaan todeta kompensoineen melko vahvasti tuottokäyrän ennustuskyvyn heikkenemistä.

Saksassa ja Japanissa merkittävin muutos on tapahtunut korkovolatiliteetin osalta. Korkovolatiliteetti on näissä maissa menettänyt täysin sillä aiemmin havaitun voimakkaan ennustuskyvyn. Lisäksi se on kääntynyt negatiiviseksi eli teorian vastaiseksi. Korkovolatiliteetin on yleisesti havaittu laskeneen voimakkaasti 1970-luvulta lähtien ja tässä tutkimuksessa tehdyt havainnot tukevat tätä näkemystä. Erityisen voimakasta tämä heikentyminen on ollut mannermaisen rahoitusjärjestelmän omaavissa Saksassa ja Japanissa, mikä voi osaltaan selittää korkovolatiliteetin heikkoa taantumien selityskykyä. Näissä maissa perinteiset pankkiluotot näyttävät yhä hyvin suurta roolia, joten yritysten markkinaperusteisen rahoituksen hankinta on huomattavasti esimerkiksi Yhdysvaltoja vähäisempää.

Saksan ja Japanin tapauksessa LR-testi osoittaa volatilitteettimuuttujille tilastollisesti merkitsevää ennustuskkyä lyhyimmissä kolmen kuukauden ennusteissa. Tämä selittyy kuitenkin pääasiassa osakevolatiliteetin hyvällä selityskyvyllä. Selitysasteiden osalta saadut tulokset noudattavat Annaertin, De Ceusterin ja Valckxin kanssa samaa kaavaa eli korkeimmat selitysasteet löytyvät Saksasta ja alhaisimmat puolestaan Japanista. Saksassa parhaan mallin selitysprosentti nousee jopa 64 prosenttiin, joka on melko merkittävä nousu Annaertin, De Ceusterin ja Valckxin saamasta 50 prosentista.

Myös Ranskassa ja Iso-Britanniassa volatilitteettimuuttujat osoittavat otoksen sisäisten estimointitulosten perusteella hyvin merkitsevää ennustuskkyä kaikilla ennustepituuksilla LR-testillä mitattuna. Iso-Britanniassa tämä on pääosin osakevolatiliteetin ansiota, joka muista maista poiketen, kykenee kaikilla ennustepituuksilla tilastollisesti merkitsevästi selittämään tulevia taantumajaksoja. Ranska on Yhdysvaltojen ohella ainoa maa, jossa korkovolatiliteetti osoittaa tilastollisesti merkitsevää selityskykyä. Tosin Ranskassa korkovolatiliteetti on Yhdysvalloista poiketen teorian vastaista. Mahdollisena selityksenä tälle on esitetty Ranskassa hieman muita jäljessä alkaneita taantumajaksoja. Itse korkomarkkinat ovat reagoineet samanaikaisesti muiden maiden kanssa, jolloin korkovolatiliteetti on jo saattanut ehtiä kääntyä laskuun ennen varsinaisen taantumien alkua. Volatilitteettimuuttujien osalta Ranskalle ja Iso-Britannialle ei löydy aiempaa tutkimusta vertailukohdaksi. Selitysprosentti nousee Ranskassa korkeimmillaan 37 prosenttiin ja Iso-Britanniassa 33 prosenttiin. Luvut ovat hieman Yhdysvaltojen selitysprosenttia korkeampia.

Usein on esitetty, että markkinamuuttujien pohjalta tehtyt taantumaennusteet ovat hyvin alttiita virhesignaaleille. Erityisesti osaketuottojen ennustuskykyä on kyseenalaistettu usein ja ehkä kuuluisin aiheeseen liittyvä kritiikki on Paul Samuelsonin jo vuonna 1966 esittämä lausahdus, jonka mukaan osakemarkkinat ovat ennustaneet viimeisestä viidestä taantumasta yhdeksän. Otoksen sisäisten estimointitulosten pohjalta havaitaan, että Venäjän hedge fund -kriisi vuonna 1998 aiheuttaa useissa tarkasteltavissa maissa selkeän tai lievän virhesignaalin. Virhesignaalin vakavuudesta voidaan kuitenkin olla montaa mieltä, sillä usean kehittyvän maan osalta kyseessä ei ollut virhesignaali, vaan ne ajautuivat taantumaa pian tämän jälkeen.

Usein on myös esitetty, että Yhdysvaltojen nopea reagointi LTCM-rahaston pelastuspaketin ja ohjauskoron laskun avulla esti kriisin leviämisen kansainvälisesti. Tämän lisäksi virheellisten signaalien ajanjakso oli hyvin lyhyt ja taantumatodennäköisyydet palasivat tarkastelun kohteena olevissa maissa hyvin nopeasti takaisin rauhalliselle tasolle. Pidemmän aikavälin tarkasteluissa mallit kärsivät siis ajoittaisista virhesignaaleista, mutta usein nämä virhesignaalitkin saattavat sisältää tärkeää informaatiota talouden senhetkisestä tilasta. Parhaiden mallien yksittäisen taantumien ennustamiseen liittyvät virhesignaalit sijoittuvat yleensä juuri ennen tai jälkeen taantumajakson. Tätä ei voida pitää kovin suurena ongelmana, sillä taantumien alun ja lopun määrittäminen on hyvin haastavaa, mikä näkyy myös virallisten taantumien määrittelevien tahojen ajoittain hyvinkin pitkinä julkaisuviiveinä.

Myös keinotekoiset todellista ennustustilannetta paremmin kuvaavat otoksen ulkopuoliset ennustustarkastelut tukevat volatiliteettimuuttujien käyttöä, toisin kuin Estrella ja Mishkin (1998) esittävät. Otoksen ulkopuoliset estimointitulokset QPS-tunnusluvulla tarkasteltuna hylkäävät otoksen sisäisten estimointitulosten suosiman volatiliteettimuuttujat sisältävän mallin ainoastaan kaksi kertaa: Japanissa lyhyissä kolmen kuukauden ennusteissa ja Yhdysvalloissa vuoden päähän tehtävissä ennusteissa. Japanissa tämä johtuu todennäköisesti siitä, että otoksen ulkopuolisissa estimoinneissa käytettävä otos alkaa juuri Japanin edellisen taantumien päätyttyä. Näin ollen volatiliteettimuuttujat eivät ehdi stabiloitua rauhallisen ajan tasolle ja ennustuskyky tämän kyseisen taantumien osalta jää hyvin heikoksi.

Ristiintaulukoiden pohjalta lasketun Fisherin eksaktin testin osalta voidaan todeta, että lähestulkoon aina kun jokin malli on osoittanut tilastollisesti merkitsevää taantumien

ennustuskyykyä, ovat volatilititeettimuuttajat olleet mallissa mukana. Ainoa selkeä poikkeus on Saksa, jossa myös korkoero ja osaketuotot kykenevät tilastollisesti merkitsevästi selittämään tulevia taantumia. Tilastollisesti merkitsevästi tulevia taantumajaksoja kyetään selittämään kaikissa muissa tarkastelun kohteena olevissa maissa paitsi Japanissa. Japanin heikot tulokset selittyvät osittain niin sanotulla menetetyllä vuosikymmenellä, jolloin maa on ollut hyvin heikon taloudellisen kasvun kierteessä ja kulkenut lyhyellä aikavälillä kriisistä toiseen.

Kyseisen Fisherin eksaktin testin suurin heikkous piilee itse määritettävissä todennäköisyysraja-arvoissa, joiden perusteella taantumaindikaatio annetaan. Esimerkiksi Ranskan otoksen ulkopuolisista ennusteista havaitaan, että käytetyt 25 ja 50 prosentin raja-arvot ovat molemmat liian korkeat. Tästä syystä jatkotarkasteluissa tulisikin hyödyntää esimerkiksi Birchenhall et al. (1999) esittämiä tapoja määrittää maakohtaiset raja-arvot, jotka ottavat huomioon taantumakuukausien suhteellisen osuuden otoksessa. Kyseistä menetelmää ovat volatilititeettimuuttajien ennustuskyykykyyden arvioinnissa hyödyntäneet esimerkiksi Senyuz, Chauvet ja Yoldas (2012).

Raja-arvoja hyödyntävät menetelmät eivät myöskään huomioi lainkaan hieman absoluuttisen rajan alle jääviä arvoja. Jatkotarkasteluissa tulisi kehittää menetelmiä, jotka kykenevät antamaan jonkinlaista painoarvoa myös rajan lähellä oleville arvoille. Todellisessa ennustustilanteessa tämä ei luonnollisesti ole ongelma, sillä ennusteen tekijä ei ole rajoittunut käyttämään tällaisia absoluuttisia raja-arvoja, vaan hän voi antaa painoarvoa myös esimerkiksi sille, ovatko taantumatodennäköisyydet olleet selvässä nousussa ennusteen tekohetkeä edeltävinä kuukausina.

Taantumien aikana esiintyy jonkin verran vaihtelua ennustetuissa todennäköisyyksissä, erityisesti Ranskassa ja Yhdysvalloissa. Näissä maissa volatilititeettimuuttajat vaikuttavat melko voimakkaasti taantumaennusteisiin. Volatilititeetti kuvaa markkinoilla ilmenevää epävarmuutta ja sen on usein todettu kasvavan myös taantumien aikana. Behavioral finance -kirjallisuudesta tuttu massahysteriailmiö kuvastaa hyvin volatilititeettimuuttajien käyttäytymistä taantumien aikana. Ilmiön mukaisesti pelko ottaa ajoittain sijoittajista vallan ja he ryntäävät suurin joukoin myymään omistamiaan arvopapereita, mikä aiheuttaa markkinoiden volatilititeetin kasvun. Volatilititeettimuuttajat näyttelevät Yhdysvalloissa ja Ranskassa suurta roolia maiden

taantumaennusteissa, joten nämä volatilititeettiipiikit todennäköisesti aiheuttavat havaitut taantumataodennäköisyyksien vaihtelut.

Mallien autokorrelaatorakenteen parempi huomiointi voisi osaltaan vähentää ennusteiden heilahtelua. Kaupin ja Saikkosen (2005) kehittelemät ja Nybergin (2010) jalostamat dynaamiset probit-mallit voisivat olla ratkaisu tähän ongelmaan. Esimerkiksi mallin pohjalta saatujen viivästettyjen todennäköisyyksien käyttäminen voisi olla yksinkertainen ratkaisu, joka ei altistu virallisten tahojen julkaisuviiveille. Selitettävän muuttujan lyhyempien viivepituuksien käyttö sen sijaan edellyttää erilaisten matemaattisten tai iteratiivisten menetelmien hyödyntämistä, mikä monimutkaistaa käytettävää menetelmää huomattavasti. Tämän tutkielman tavoitteena on ollut kehittää helppo ja yksinkertainen menetelmä, jonka avulla voidaan nopeasti ja melko vaivattomasti tarkistaa lähitulevaisuuden mahdollinen taantumariski. Näin ollen näiden melko monimutkaisten matemaattisten tai iteratiivisten menetelmien käyttö sootii tutkielman lähtökohtia vastaan.

Kaikkien saatavilla olevan reaaliaikaisen markkinainformaation hyödyntäminen melko yksinkertaisen probit-mallin avulla tarjoaa erilaisille taloudellisille toimijoille helpon ja nopean tavan hahmottaa lähitulevaisuuden taantumariskejä. Yksityiset sijoittajat, investointipäätöstä suunnittelevat yritykset ja talousennusteita laativat ekonomistit voivat kaikki hyötyä tulevaan taloudelliseen kehitykseen liittyvästä informaatiosta.

Myös hieman skeptisemmin markkinainformaatioon suhtautuvien kannalta markkinatoimijoiden yleinen näkemys lähitulevaisuuden taantumariskeistä on merkittävä, sillä se pakottaa miettimään erilaisia markkinamuuttujien taustalla vaikuttavia syy-seuraussuhteita. Miksi korkoero on kääntynyt laskuun? Heijastuuko markkinoilta ilmenevä epävarmuus mahdollisesti kulutukseen ja investointeihin? Mikä on ollut kyseisen taantumaindikaation synnyttänyt tekijä ja mikä sen on aiheuttanut? Usein tällaisten syy-seuraussuhteiden pohtiminen tarjoaa hyvät puitteet erilaisten taloudellisten rakenteiden paremmalle hahmottamiselle. Markkinatoimijoiden taantumapelot ovat osuneet hyvin usein oikeaan, joten tässä tutkielmassa esitelty menetelmä tarjoaa taloudellisille toimijoille oivan mahdollisuuden tarkastaa, ovatko heidän subjektiiviset tai toisen mallin antamat näkemykset lähitulevaisuuden taantumariskeistä linjassa markkinatoimijoiden vastaavien kanssa.

LÄHTEET

- Adrian, T. & Rosenberg, J. (2008). *Stock returns and volatility: Pricing the short-run and long-run components of market risk*. Journal of Finance, 63, 2997-3030.
- Amemiya, T. (1981). *Qualitative response models: A survey*. Journal of Economic Literature, 19, 1483-1536.
- Anderson, N. & Breedon, F. (1996). *UK asset price volatility over the last 50 years*. Bank of England, Working paper no. 51, 49.
- Andreou, E., Osborn D. R. & Sensier, M. (2000). *A comparison of the statistical properties of financial variables in the USA, UK and Germany over the business cycle*. The Manchester School, 68, 396-418.
- Annaert, J., De Ceuster, M. J. K. & Valckx, N. (2001). *Financial market volatility: informative in predicting recessions*. Bank of Finland Discussion Papers, Nr. 14.
- Annaert, J., De Ceuster, M. J. K. & Valckx, N. (2002). *Is financial market volatility informative to predict recessions*. DNB Staff Report, nr.93.
- Barro, R. J. 1991. *The Stock Market and Investment*. NBER Working papers series, no. 2925.
- Bernanke, B.S. (1980). *Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment*. NBER Working papers series, No. 502.
- Birchenhall, C.R., Jessen, H., Osborn, D.R. & Simpson, P. (1999). *Predicting U.S business cycle regimes*. Journal of Business and Economic Statistics, 17(3), 313-323.
- Blanchard, O., Rhee, C. & Summers, L. (1990). *The stock market, profit and investment*. NBER Working papers series, No. 3370.
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. (2009). *Investments* (8th ed.). Boston: McGraw-Hill.
- Bordo, M. & Murshid, A. P. (2000). *Are financial crises becoming increasingly more contagious? What is the historical evidence on contagion?* NBER Working papers series, no.7900.

- Bordo, M. & Haubrich, J. (2004). *The yield curve, recessions and the credibility of the monetary regime: long run evidence 1875-1997*. NBER Working papers series, no.10431.
- Bosworth, B. (1975). *The stock market and the economy*. Brookings Papers on Economic Activity, 2, 257-300.
- Boulier, B.L. & Steckler, H.O. (2000). *The term spread as a monthly cyclical indicator: an evaluation*. Economic letters, 66, 79-83.
- Brayton, F. & Tinsley, P. (1996). *A Guide to the FRB/US: A Macroeconomic Model of the United States*. Federal reserve board of governors, Washington D.C., Working Paper 1996-42.
- Brealey, R., Myers, S. & Allen, F. (2009) *Principles of corporate finance* (9thed.). Boston: McGraw-Hill.
- Campbell, J. (1995). *Some Lessons from the Yield Curve*. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 3, 129-152.
- Campbell, J., Lettau, M., Malkiel, B.G. & Xu, Y. (2001). *Have individual stock become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk*. Journal of Finance, 56(1), 1-43.
- Chauvet, M. & Potter, S. (2000). *Coincident and Leading Indicators of the Stock Market*. Journal of Empirical Finance, 7, 87-111.
- Chauvet, M. & Potter, S. (2001). *Nonlinear risk*. Macroeconomic Dynamics, 5, 621-646.
- Chauvet, M. & Potter, S. (2005). *Forecasting recessions using the yield curve*. Journal of Forecasting. 24(2). 77-103.
- Chinn, M. & Kucko, K. (2010) *The Predictive power of the yield curve across countries and time*. NBER Working papers series, no. 16398.
- Choe, H., Masulis, R.W. & Nanda, V. (1993). *Common stock offerings across the business cycle: Theory and evidence*. Journal of Empirical Finance, 3-31.
- Choudhry, M. (2005). *Fixed-income securities and derivatives handbook : analysis and valuation*. New Jersey: Wiley.

- Culbertson, J.M. (1957). *The term structure of interest rates*. Quarterly Journal of Economics, No.4, 485-517.
- De Bondt, W. & Bange, M. (1992). *Inflation forecast errors and time variation in term premia*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, Volume 27, Issue 4, Joulukuu 1992, 479-496.
- Dennis, S. A. (2005). *Debt securities*. La Cross, WI: Schwester Study Program.
- Dixit, A. (1992). *Investment and hysteresis*. The Journal of Economic Perspectives. 6(1), 107-132.
- Dueker, M. J. (1997). *Strengthening the case for the yield curve as predictor of U.S recessions*. Federal Reserve Bank of St. Louis, 79, 41-51.
- Dueker, M. J. (2002). *Regime-dependent recession forecasts and the 2001 recession*. Federal Reserve Bank of St.Louis Review, 84, 29-36.
- Duffee, G.R. (2005). *Time variation in the covariance between stock returns and consumption growth*. The Journal of Finance, Vol. 60, No. 4, 1673-1712.
- Dynan, K. E. & Maki, D. M. (2001). *Does stock market wealth matter for consumption*. FEDS Working papers, 2001-23, Toukokuu.
- ECB Financial integration report (2011). *Financial integration in Europe*. 5/2011.
- Engle, R.F. & Rangel, J.G. (2008). *The spline GARCH model for low frequency volatility and its macroeconomic causes*. Review of Financial Studies, 21, 1187-1222.
- Estrella, A. (1998). *A new measure of fit for equations with dichotomous dependent variables*. Journal of Business and Economic Statistics, 16, 198-205.
- Estrella, A. & Mishkin, F. S. (1998). *Predicting U.S recessions: Financial variables as leading indicators*. Review of Economics and Statistics, vol.80 (1), 45-61, helmikuu 1998.
- Estrella, A., Rodrigues, A.P. & Schich, S. (2003). *How stable is the predictive power of the yield curve? Evidence from Germany and the United States*. The Review of Economics and Statistics, Vol. 85, No. 3, 629-644.

Ferrer, E., Salaber, J. & Zalewska, A. (2012). *Sensitivity of consumer confidence to stock markets' meltdown*. Financial engineering laboratory working papers, Working paper 2012.04, Helmikuu 2012.

Fisher, I. (1930). *Theory of interest*. New York: Macmillan.

Fisher, S. & Merton, R.C. (1984). *Macroeconomics and finance: The role of the stock market*. NBER working paper series, no. 1291, Maaliskuu 1984.

Fornari, F. & Mele, A. (2009). *Financial Volatility and Economic Activity*. mimeo, London School of Economics.

Goyal, A. (2004). *Demographics, stock market flows, and stock market returns*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol.39, No.1, Maaliskuu 2004.

Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis (7th ed.)*. Prentice-Hall. Upper Saddle river, New Jersey.

Grout, P.A., Megginson, W.L. & Zalewska, A. (2009). *One half-billion shareholders and counting-determinants of individual share ownership around the world*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1364765, Joulukuu 2009.

Hamilton, J.D. & Lin, G. (1996). *Stock market volatility and the business cycle*. Journal of Applied Econometrics, 11, 574-593.

Harding, D. & Pagan, A. (2002). *Dissecting the cycle: a methodological investigation*. Journal of Monetary Economics, 49, 365-381

Hicks, J. R. (1946). *Value and capital* (2nd. edition). Oxford: Oxford University Press.

Hu, Z. (1995). *Stock market volatility and corporate investment*. IMF Working Paper 95/102.

Jarrow, R. (1996). *Modeling fixed income securities and interest rate options*. Princeton: McGraw-Hill.

Kauppi, H. & Saikkonen, P. (2005). *Predicting U.S recessions with dynamic binary response models*. HECER keskustelunaloitteet, 79.

Komulainen, T. (2002). *Elokuun 1998 talouskriisi*. BOFIT Online, 3/2002.

- Longstaff, F. A. (2002). *The flight-to-liquidity premium in U.S. treasury bond prices*. NBER Working paper series, no. 9312.
- Ludvigson, S. & Steindel, C. (1999). *How important is the stock market effect on consumption*. FRBNY Economic policy review, Heinäkuu 1999.
- Lutz, F.A. (1940). *The structure of interest rates*. Quarterly Journal of Economics, 55, 36-63.
- Mankiw, N.G, Shiller R. & Goldfeld S. (1986). *The term structure of interest rates revisited*. Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1986, 1, 61-110.
- Martellini, L., Priaulet, P. & Priaulet, S. (2003). *Fixed-income securities*, Lontoo: Wiley.
- McDonald, R. & Siegel, D.R. (1986). *The value of waiting to invest*. Quarterly Journal of Economics, 11/1986, 101, 707-728.
- Mele, A. (2007). *Asymmetric stock market volatility and the cyclical behavior of expected returns*. Journal of Financial Economics, 86, 446–478.
- Mishkin, F. S. (1990). *Yield curve*. NBER Working papers series, no. 3550.
- Mishkin, F. S. (2004). *The economics of money banking and financial markets* (7th ed.). New York: Pearson.
- Modigliani, F. & Sutch R. (1966). *Innovations in interest rate policy*, A.E.R. Papers and Proceedings, 56, 178-97.
- Moore, G.H. (1983). *Business cycles, inflation and forecasting* (2nd ed.). NBER Book Series Studies on Business Cycles, 139-160.
- Nyberg, H. (2010). *Dynamic probit models and financial variables in recession forecasting*. Journal of Forecasting, 29, 215-230.
- Officer, R.R. (1973). *The variability of the market factor of the New York Stock Exchange*. Journal of Business, 46, 434-453.
- Pindyck, R.S & Solimano, A. (1993). *Economic instability and aggregate investment*. NBER Macroeconomics Annual, Vol.8, 259-302.

- Poterba, J.M. (2000). *Stock market wealth and consumption*. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 14, No. 2, 99-118.
- Proaño, C. R. (2010). *Recession forecasting with dynamic probit models under real time conditions*. Macroeconomic Policy Institute IMK, Working Paper 10/2010.
- Sachs, L. (1984). *Applied statistics. A handbook of techniques* (2nd ed.). Springer series in statistics, Springer-Verlag, New York, xxii-707.
- Schwarz, G. (1978). *Estimating the dimension of a model*. Annals of Statistics, 6, 461-464.
- Schwert, G. W. (1989). *Business cycles, financial crises and stock volatility*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 31 (0), 83-125.
- Senyuz, Z. (2011). *Factor analysis of permanent and transitory components of U.S economy and the stock market*. Journal of Applied Econometrics, 26, 975-998.
- Senyuz, Z., Chauvet, M. & Yoldas, E. (2012). *What does financial volatility tell us about macroeconomic fluctuations?* Finance and Economics Discussion Series, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), 2012-09.
- Shiller, R. (1990). *The term structure of interest rates*. Handbook of Monetary Economics, Volume 1. Amsterdam: North Holland.
- Starr-McCluer, M. (1998). *Stock market wealth and consumer spending*. Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, Washington, 21.
- Stephenson, D.B. (2000). *Use of the 'Odds ratio' for diagnosing forecast skill*. Weather and Forecasting, 15, 221-232.
- Tobin, J. (1969). *A General Equilibrium Approach to Monetary Theory*. Journal of Money, Credit, and Banking, 1, 15-29.
- Wheelock, D.C. & Wohar, M.E. (2009). *Can the term spread predict output growth and recessions? A survey of the literature*. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, September/October 2009, 91 (5, Part 1), 419-40.

Aineistolähteet

Yhdysvaltojen taantumat: National Bureau of Economic Research.
<http://www.nber.org/cycles/cyclesmain.html>

Muiden maiden taantumat: Economic Cycle Research Institute. <http://www.businesscycle.com/ecri-business-cycles/international-business-cycle-dates-chronologies>

Yhdysvaltojen lyhyt korko: http://www.federalreserve.gov/datadownload/Preview.aspx?pi=400&rel=H15&preview=H15/H15/RIFSGFSM03_N.B

Yhdysvaltojen pitkä korko: http://www.federalreserve.gov/datadownload/Preview.aspx?pi=400&rel=H15&preview=H15/H15/RIFLGFCY10_N.B

Yhdysvaltojen osaketuotot: http://www.econstats.com/eqty/eqem_mi_2.htm

Saksan lyhyt korko: http://www.bundesbank.de/Navigation/EN/Statistics/Time_series_databases/Macro_economic_time_series/its_details_value_node.html?tsId=BBK01.ST0107&listId=www_s11b_gmt_neu

Saksan pitkä korko: http://www.bundesbank.de/Navigation/EN/Statistics/Time_series_databases/Macro_economic_time_series/its_details_value_node.html?tsId=BBK01.WZ9826&listId=www_s140_it03a

Saksan osaketuotot: http://www.econstats.com/eqty/eqem_mi_12.htm

Japanin lyhyt korko: <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/INTGSTJPM193N>

Japanin pitkä korko: http://www.mof.go.jp/english/jgbs/reference/interest_rate/index.htm

Japanin korkovolatiliteetti: http://www.mof.go.jp/english/jgbs/reference/interest_rate/index.htm

Japanin osaketuotot: http://www.econstats.com/eqty/eqem_mi_9.htm

Ranskan lyhyt korko: http://www.banque-france.fr/fileadmin/user_upload/banque_de_france/Economie_et_Statistiques/Changes_et_Taux/qs.d.ifrtrf3m.csv

Ranskan pitkä korko: http://www.banque-france.fr/fileadmin/user_upload/banque_de_france/Economie_et_Statistiques/Changes_et_Taux/qs.d.ifrphf10.csv

Ranskan osaketuotot: <http://stooq.com/q/d/?s=^cac&i=d&l=280>

Iso-Britannian lyhyt korko: <http://www.bankofengland.co.uk/boeapps/iadb/index.asp?Travel=NlxIRx&levels=1&XNotes=Y&C=DSQ&G0Xtop.x=37&G0Xtop.y=6&XNotes2=Y&Nodes=X4051X4052X4053X4058X4066X4067X4071X3687X3694X3707&SectionRequired=I&HideNums=-1&ExtraInfo=true#BM>

Iso-Britannian pitkä korko: <http://www.bankofengland.co.uk/boeapps/iadb/index.asp?Travel=NlxIRx&levels=1&XNotes=Y&C=N5&G0Xtop.x=44&G0Xtop.y=5&XNotes2=Y&Nodes=X4051X4052X4053X4058X4066X4067X4071&SectionRequired=I&HideNums=-1&ExtraInfo=true#BM>

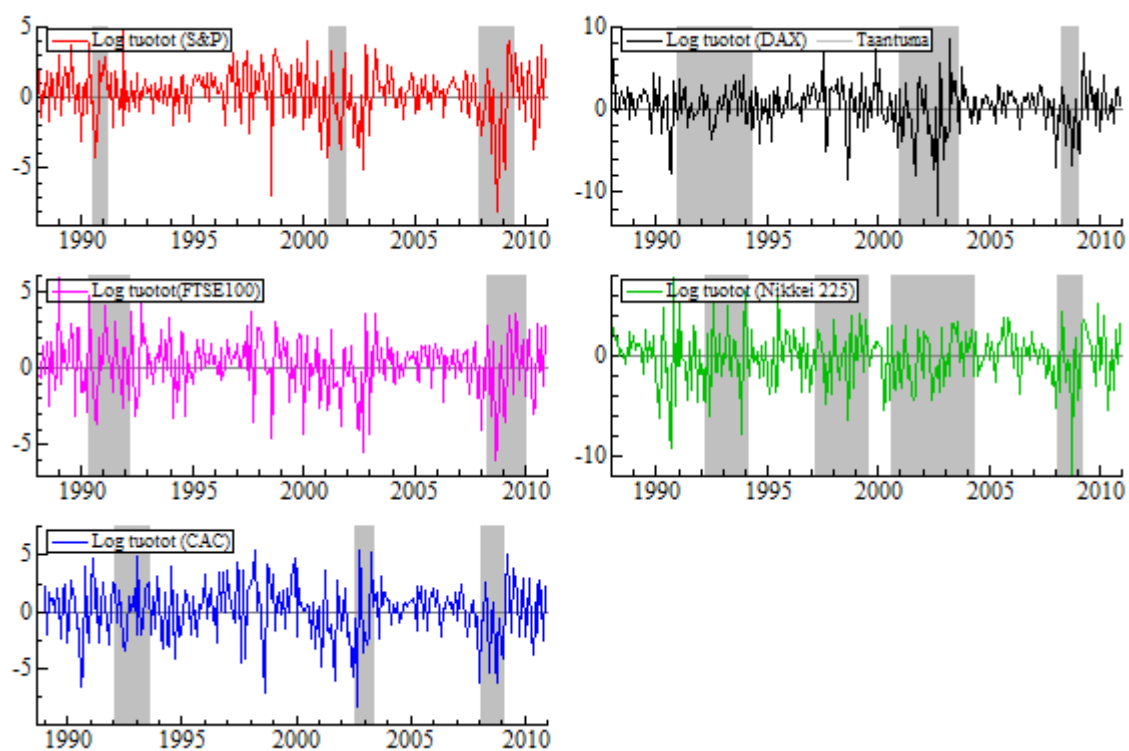
Iso-Britannian osaketuotot: http://www.econstats.com/eqty/eqem_mi_11.htm

LIITTEET

Liite 1. Osakevolatiliteetin ja VIX-indeksin korrelaatiomatriisi

	VIX	VoISR
VIX	1	0,904
VoISR	0,904	1

Liite 2. Osaketuottojen aikasarjakuviot eri maittain



Liite 3. Iso-Britannian otoksen ulkopuoliset ennusteet QPS-tunnusluvulla tarkasteltuna.

<i>UK</i>				
k	EM	EMV	EMR	EMVR
3	0,4767	0,4765	0,4739	0,4376
6	0,5026	0,5035	0,5302	0,4995
9	0,5290	0,5159	0,5538	0,5254
12	0,5768	0,5760	0,5795	0,5771

Liite 4. Osumatarkkuuden (hit rate) tarkat arvot

		U S A				G E				J P N				F R			
k	tn.raja	EM	EMV	EMR	EMVR	EM	EMV	EMR	EMVR	EM	EMV	EMR	EMVR	EM	EMV	EMR	EMVR
3	25 %	79,01	87,65	-	-	58,02	65,38	77,78	81,48	18,52	20,99	24,69	37,04	87,65	88,89	87,65	87,65
	50 %	76,54	81,48	-	-	87,65	90,12	86,42	87,65	43,21	48,15	56,79	53,09	83,95	85,19	83,95	85,19
6	25 %	60,26	85,90	-	-	61,54	64,10	74,36	74,36	17,95	19,23	17,95	20,51	83,33	84,62	83,33	85,90
	50 %	75,64	82,05	-	-	87,18	83,33	83,33	83,33	41,03	40,00	44,87	39,74	83,33	83,33	83,33	82,05
9	25 %	64,00	69,33	-	-	58,67	53,33	65,33	58,67	18,67	20,00	18,67	20,00	81,33	82,67	81,33	84,00
	50 %	68,00	66,67	-	-	82,67	81,33	85,33	80,00	40,00	32,00	37,33	25,33	82,67	82,67	82,67	82,67
12	25 %	70,83	72,22	-	-	52,78	50,00	63,89	66,67	19,44	19,44	19,44	19,44	81,94	80,56	-	-
	50 %	76,39	75,00	-	-	75,00	76,39	75,00	76,39	43,06	22,22	41,67	23,61	81,94	81,94	-	-

Liite 5. Fisherin eksaktin testin pohjalta lasketut p-arvot

		U S A				G E				J P N				F R			
k	tn.raja	EM	EMV	EMR	EMVR	EM	EMV	EMR	EMVR	EM	EMV	EMR	EMVR	EM	EMV	EMR	EMVR
3	25 %	0,038	0,000	-	-	0,002	0,000	0,000	0,000	1,000	1,000	0,578	0,174	0,003	0,000	0,003	0,001
	50 %	1,000	0,002	-	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,017	0,029	1,000	1,000	1,000	0,066	1,000	0,066
6	25 %	0,330	0,000	-	-	0,001	0,000	0,000	0,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,307	0,005	0,307	0,003
	50 %	1,000	0,001	-	-	0,000	0,000	0,001	0,001	0,031	0,500	1,000	0,762	1,000	1,000	1,000	1,000
9	25 %	0,765	0,024	-	-	0,002	0,005	0,000	0,002	1,000	1,000	1,000	1,000	0,440	0,319	0,440	0,015
	50 %	1,000	0,370	-	-	0,000	0,000	0,000	0,000	0,032	0,732	0,747	0,138	1,000	1,000	1,000	1,000
12	25 %	0,064	0,017	-	-	0,005	0,011	0,001	0,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,455	-	-
	50 %	0,011	0,018	-	-	0,023	0,005	0,023	0,005	0,094	0,023	0,030	0,207	1,000	1,000	-	-

Liite 6. Otoksen ulkopuoliset taantumaennusteet kuuden kuukauden päähän eri maittain.

